

내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향 :
정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 매개효과
The Influence of Covert Narcissism on the Relation Addiction :
Mediating Effect of Emotion Dysregulation and Perceived Social Support

김세광, 홍혜영
명지대학교 상담심리학과

Se-Kwang Kim (sekwang88@naver.com), Hye-Young Hong (hyhong@mju.ac.kr)

요약

본 연구는 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 매개효과를 검증하기 위하여 진행되었다. 이를 위해 대학생을 대상으로 약 3주간 연구자가 직접 대학캠퍼스에서 설문조사를 하거나 동료, 교수의 도움을 통해 설문조사를 하였다. 연구 대상은 362명이며 자료 분석을 위해 SPSS, AMOS, Mplus를 이용하여 기술 통계 분석, 상관분석, 구조방정식을 실시하였다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 내현적 자기애는 정서조절곤란, 관계중독과 정적 상관으로 나타났으며, 지각된 사회적 지지는 내현적 자기애, 정서조절곤란, 관계중독과 유의미한 부적 상관을 나타냈다. 둘째, 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 매개효과를 검증한 결과, 정서조절곤란은 유의미한 매개효과를 나타내었으나, 지각된 사회적 지지는 유의미하지 않았다. 셋째, 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 이중 매개효과가 유의미한 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 통해 내현적 자기애, 정서조절곤란, 지각된 사회적 지지는 관계중독에 영향을 미치는 변인임을 증명하였으며, 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란이 더욱 강력한 매개변인임을 확인하였다. 마지막으로 내현적 자기애와 같은 성향의 내담자와 상담을 진행할 시 정서적 문제를 스스로 자각할 수 있는 경험과 자신의 사회적 자원을 긍정적으로 지각할 수 있는 기회를 주어 관계중독과 같은 대인관계문제에 이르지 않도록 상담적 접근이 필요함을 지적하였다.

■ 중심어 : | 내현적 자기애 | 관계중독 | 정서조절곤란 | 지각된 사회적 지지 |

Abstract

This study aims to prove the mediating effect of emotion dysregulation and perceived social support in the relationship between covert narcissism on the relation addiction. The researchers surveyed college students for about 3 weeks through a questionnaire on college campus or with the help of their colleagues and professors. The subjects were 362 students. SPSS, AMOS and Mplus were used for statistical analysis, correlation analysis and structural equation analysis. The conclusions are as follows : First, emotion dysregulation, relation addiction and covert narcissism showed positive correlation and covert narcissism, emotion dysregulation, relation addiction and perceived social support showed a significant negative correlation. Second, it was found that after investigating the mediation effect of emotion dysregulation and perceived social support in the influence between covert narcissism and relation addiction, emotion dysregulation turned out to have a significant mediating effect while perceived social support did not. Third, dual mediating effect was significant in emotion dysregulation and perceived social support in the influence between covert narcissism and relation addiction. These findings proved that covert narcissism, emotion dysregulation, perceived social support are variables that effect relation addiction, and also clarified that emotion dysregulation is a strong mediating variable in the influence between covert narcissism and relation addiction. Finally, when counseling a client with the same tendency as covert narcissism, it gives an opportunity to be aware of the emotional problem and an opportunity to positively perceive its own social resources, so as not to reach interpersonal problems such as relationship addiction pointed out the need for an approach.

■ keyword : | Covert Narcissism | Relation Addiction | Emotion Dysregulation | Perceived Social Support |

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

인간은 출생에서 죽음에 이르기까지 타인과의 관계를 통해 성장해 나간다. 즉, 관계를 바탕으로 타인을 사랑하고 또 사랑받으며 끊임없이 자신이 누구인지 확인하는 작업을 반복하면서 자신과 타인 그리고 세상에 대한 태도를 가지게 된다[1]. 특히, 대학생 시기의 경우 독립된 성인기를 향한 중간 관문으로 자율성과 독립성이 요구되는 다양한 상황에 놓이게 되며, 폭넓은 대인관계를 경험하게 된다[2]. 대학생 시기의 대인관계 중 이성과의 관계는 정서적인 교류를 가장 깊게 하는 관계이며 이를 통해 생물학적·심리적·사회적 측면을 통합하여 이후 배우자 선택에 이르기까지 영향을 미치기 때문에 이성과의 교제 경험은 매우 중요하다[3][4]. 이렇게 대학생 시기에는 다양한 관계에 노출되고 관계에 대한 관심도가 높아지면서 여러 가지 문제점이 나타나게 된다. 이는 대학 학생상담센터에 방문하는 학생들을 대상으로 호소 문제를 분류해본 결과, 타인과의 관계와 이성과의 관계인 이성교제가 높은 순위를 차지하고 있는 것에서 알 수가 있다[5]. 최근에는 이성 관계에서 일어나는 단순한 문제가 스토킹, 폭행, 살인 등의 범죄로까지 발전하는 건수가 1만 건 이상이며, 경찰청 통계에 따르면 테이트 폭력으로 검거되는 인원이 2015년 7,692명 2016년 8,367 지난해에는 10,000명에 육박하는 등해를 거듭할수록 증가되고 있어 사회적으로 피할 수 없는 문제가 되었다[6][7]. 또한 테이트 폭력 피해자의 유형을 조사한 매체에 따르면, 연인 관계에서 불필요한 통제를 경험한 비율이 62.6%로 가장 높았다[8][9]. 이를 통해 연인과의 관계에서 필요 이상으로 부적절한 관계를 유지하고 있는 것으로 볼 수 있으며 테이트 폭력 피해 또는 가해 등 위험한 상황을 지속적으로 겪으면서도 관계를 끊지 못하고 유지하며 부적응적인 관계를 허용하고 있음을 시사한다.

이렇게 최근에는 단순히 관계를 맺지 못하여 심리적 스트레스를 받는 수준을 넘어, 자신의 삶을 파괴하면서까지 관계를 지속하기 위해 노력하는 등, 병리적인 이성 관계를 경험하는 학생들이 증가하고 있으며

[7][10][11], 이러한 양상을 관계중독이라고 한다. 관계중독이란, 자신에게 나쁜 관계라는 것을 알면서도 그 관계를 끝내기 어려운 상태를 의미한다[12]. 즉, 관계를 맺으려고 하는 모두에게 해가 되는데도 강박적으로 집착하는 행동과 상태를 중단할 수 없어 계속 유지하는 것이 관계중독이라 할 수 있다[13]. 이렇게 타인과의 관계에서 그 양상이 중독이라는 방식으로 나타나며, 상대방에게 집착하고 매달리면서 자신의 생활을 하지 못하는 등 삶의 질이 저하되고 심할 경우 자살이나 폭행, 범죄로 이어질 수 있기 때문에, 생각보다 문제의 정도가 심각하다[7][14]. 관계중독 양상을 보이는 이들은 대인관계의 실패 경험과 낮은 자존감으로 인해 자신과 타인을 끊임없이 의심하며 불안을 느낀다[15]. 결국 상대방을 객관적으로 바라보지 못하며 왜곡된 사고와 행동을 반복하게 되고 정상적 관계에 대한 불안과 두려움이 생겨 역기능적인 대인관계를 형성하게 된다[16]. 관계중독과 관련된 국내의 연구는 생애 초기 양육자와의 경험을 토대로 진행된 연구가 대다수였고, 이 연구들을 통해 양육자의 부정적인 양육태도와 의사소통을 경험한 생애 초기 및 청소년기의 자녀들은 이후 성인기에까지 내적 공허함과 부정적 정서를 만성적으로 경험하여 관계중독과 같은 행동패턴으로 고착되었음을 알 수 있었다[14]. 이렇게 관계중독과 관련된 선행 연구에서는 대인관계에서 만성적인 부적응 행동으로 고착되는 원인을 탐색했다면 이제는 개인이 가지고 있는 성격적 요인을 탐색하여 적응적인 관계형성을 도울 수 있는 방안을 마련할 필요성이 있다[17][18].

이성과의 관계에서 부정적 감정이 일어나거나 역기능적 행동을 하게 되는 성격적 요인으로 내현적 자기에가 있다. 내현적 자기에의 특징을 보이는 사람은 대인관계에서 주관적 불편감을 많이 경험하며, 타인의 평가와 반응에 더욱 민감하고 취약하기 때문에 관계에서 부적응적이라고 할 수 있다[19-22]. 이들은 자기에 대한 응대함을 가지고 있으나, 이를 억압함으로써 거만하기 보다는 자기 확신과 주도권이 부족한 것으로 비춰진다[23]. 즉, 내적으로 불안하고 자신감이 부족함과 동시에 거대한 자기를 이상화하고 있음을 의미한다. 기존 연구를 살펴보면, 내현적 자기에를 가지고 있는 사람이 이

성 관계 내에서 상대방에게 착취적이고 자기중심적인 태도를 보이며 역기능적인 대인관계 형태인 관계중독을 드러내는 연구가 있었다[15]. 또한 관계에 집중하고 때로는 순종하는 듯한 모습을 보이면서도 이성 관계에 만족하지 못하여 관계가 지속되면 다소 집착하는 연애타도가 있다는 연구 결과[24][25]도 있었다. 이를 통해 내현적 자기애를 가진 사람이 친밀한 관계에서 의존적이면서 과몰입적인 경향을 보여 관계중독에 영향을 있음을 짐작할 수 있다. Susan[12]은 사람이 관계중독에 이르기까지의 과정을 설명하며 자기애와의 관련성에 대해 설명하였다. 관계중독을 보이는 사람은 연인 관계에서 상대방에게 무심한 모습을 보이지만 자신을 떠나려는 모습을 보이는 상황에서는 상대방에게 예민하게 행동하며 공황 상태와 같은 혼란스러운 모습을 보이고 관계를 유지하기 위해 수단과 방법을 가리지 않는 행동을 지속한다고 하였다[12]. 내현적 자기애를 가지고 있는 사람은 지속적인 관계를 유지하고 있는 상대방에게 자신과 동일시하는 모습을 보이며, 타인이 보여주는 자신에 대한 평가는 자신이 중요한 존재로 여겨질 수 있는 요소이고, 상대방을 대하는 사고와 행동이 달라질 수 있기 때문에 상대방에게 예민해질 수 있다. 때문에 상대방에게 잘 보여야 한다는 마음, 또는 상대방과 관계를 유지할 수 있어야만 자존감이 올라 갈 수 있다는 마음이 생겨 다양한 방법으로 상대방에게 좋은 평가를 이끌어 내기 위한 행동을 지속하게 된다. 이러한 모습을 통해 내현적 자기애를 가지고 있는 사람의 특징인 평가에 대한 예민함과 자신의 마음을 상대방의 마음이라고 착각하는 투사적인 성향으로 내현적 자기애와 관계중독이 중요한 관련이 있음을 예측해 볼 수 있다. 기존의 연구에서는 내현적 자기애가 대인관계 문제에 있어 역기능적 관계를 형성하는 근본적인 원인이므로 내현적 자기애와 대인관계문제에 관한 다양한 연구들이 이루어져야 할 것이라고 설명한다[66]. 따라서 내현적 자기애와 관계중독과의 관계에 대한 연구는 내현적 자기애를 가진 사람이 대인관계 상황에서 어떠한 형태로 역기능적 대인관계를 형성하는지 구체적인 설명을 할 수 있는 연구가 될 것이다.

국내의 많은 연구를 통해 내현적 자기애의 특성을 보

이는 사람이 역기능적 대인관계로 이어지는 행동을 보이기 전 정서조절에 대한 다양한 개입이 필요함을 주장하였다[26][27]. 내현적 자기애를 보이는 사람의 중요한 특성으로 정서조절곤란이 있다[28-30]. 정서조절이란 자신에게 일어난 정서를 자각하고 수용하며 부정적인 정서를 경험할 때 충동적인 행동을 조절하고 개인이 추구하는 목표에 접근할 수 있도록 행동하는 능력과 개별적인 목표와 상황적인 요구를 충족시키기 위해 정서적 반응을 조절하는 것을 포함한다[31]. 이러한 정서조절 능력이 결핍되거나 계속된 정서조절의 실패로 인해 만성화되는 것을 정서조절곤란이라 한다[32]. 정서조절곤란은 어떤 사건에서 경험한 정서를 조절하는 능력이 결핍된 것으로 정서에 쉽게 압도되는 내현적 자기애를 가지고 있는 사람들이 경험하는 대표적 어려움이다[28]. 즉, 내현적 자기애를 가지고 있는 사람은 자신의 감정을 적절한 수준으로 표현하지 못하고 지나치게 억누르며 마음 속에 쌓아두어 결국에는 역기능적인 방식으로 표현하게 된다[33]. Morf와 Rhodewalt[34]는 자기애자들이 사람들의 무시나 부정적인 평가에 특히 취약해서 쉽게 자존감에 상처를 받고 불안과 우울감을 느끼게 된다고 하였다. 내현적 자기애자의 경우에는 타인을 '자신을 좋아하고 받아들이는 존재'라고 여기기 때문이다[33][35]. 따라서 그런 존재에게 받는 부적절한 평가는 타인이 가지고 있는 자신의 이미지에 대한 혼란을 일으키게 되며 그 결과, 쉽게 자존감에 상처를 받고 불안과 우울로 이어질 수 있다.

이기학, 이지원[3]은 부정적인 감정들이 지속적으로 반추되어 자신의 정서를 수용하는데 어려움을 느끼게 되면 관계에서 중독적인 형태를 나타낸다고 주장하였다. 낮은 자존감으로 인해 자신의 욕구를 타인에게서 채우고자 하며, 이후 의존적인 관계에 매달리게 되면서 자기 자신은 없는 것과 같은 공허감, 언제 버림받을지 모른다는 불안감, 혼자 남겨진 것과 같은데서 비롯되는 우울, 분노 등의 정서를 계속적으로 경험하게 된다[36]. 이렇게 자신의 감정을 조절하거나 인정하지 못하고 친밀한 대상에게 투사함으로써 상대방을 통해 자신의 욕구를 충족하려 하고 그 결과, 관계중독과 같은 형태로 심리적 고통을 해소하게 되는 것이다[3]. 이는 내현적

자기애가 관계중독에 영향을 미치는데 정서조절 곤란이 중요한 구조적 관계로 작용함을 예측해 볼 수 있다.

한편, 지각된 사회적 지지는 내현적 자기애와 관계중독을 매개하는 중요한 환경적 요인이라고 할 수 있다. 사회적 지지는 한 개인이 대인관계 상황에서 얻을 수 있는 긍정적인 자원들을 종합적으로 의미하는 것으로 [37] 개인의 심리적 적응을 도와주고, 좌절을 극복하게 해주며, 문제를 긍정적으로 받아들일 수 있도록 강화해 준다는 측면에서 매우 중요하다[38]. 하지만 내현적 자기애자들이 가지고 있는 자기애에 대한 과도한 몰입과 타인과의 관계에 대한 두려움, 적대감과 같은 특성이 자신이 가지고 있는 사회적지지 요인을 진정한 지지로 받아들이지 못하게 하여, 내현적 자기애자들의 심리적 부적응 현상이 반복되고 있다[39][40].

관계중독을 경험하고 있는 사람들은 버림받을 것 같은 두려움과 친밀함에 대한 두려움을 가지고 있으며, 상대와 떨어져 있으면 불안과 두려움을 경험하기 때문에 상대와 과도하게 많은 시간을 보내려는 등의 특징을 보인다[7]. 이는 자신에게 해가 되거나 사랑하지 않는 이성이라도 관계를 지속하지 못한다면 더 이상 그 누구와도 관계를 맺지 못하고 혼자 남겨질 지도 모른다는 두려움이 있기 때문이다[13]. 사회적 지지는 한 개인이 가진 대인관계로부터 얻을 수 있는 모든 긍정적 자원이며, 타인으로부터 지원 받을 수 있다는 믿음[41][42]이라는 관점에서 볼 때 관계중독을 보이는 사람의 신념인 관계를 지속하지 못하면 더 이상 그 누구와도 관계를 맺지 못한다는 마음과 혼자 남겨질 지도 모른다는 두려움은 자신이 가지고 있는 긍정적인 자원을 생각하지 못하고 그 누구에게도 도움 받을 수 없다는 마음에서 출발할 것이라는 가설을 세울 수 있다. 또한 사회적 지지를 지각할 수 있는 사람은 스스로를 가치 있게 여기는 믿음과 타인과 만족할 수 있는 관계를 유지할 수 있다는 믿음을 갖고 있는 사람이다[44]. 이러한 관점에서 볼 때, 혼자서는 가치 있는 사람이 될 수 없고 행복해질 수 없다고 느끼며 타인과 관계를 맺고 있는 중에도 내적으로 공허함을 항상 느끼는 관계중독을 보이는 사람 [13][14][43]은 사회적 지지를 지각하기 어려울 것으로 볼 수 있다. 이러한 맥락으로 보았을 때, 지각된 사회적

지지는 관계중독을 예측할 수 있는 중요한 변수임에도 지각된 사회적 지지와 관계중독과 관련된 연구는 미비한 실정이다. 본 연구를 통해 관계중독을 느끼는 사람들의 원인으로 사회적 지지를 어떻게 지각하는지 밝히게 되면, 상담현장에서 긍정적이고 안전한 사회적 지지를 느끼게 해 줌으로써 관계중독에 이르게 되는 개인의 특성을 스스로 지각하여 적응적인 대인관계형성에 도움을 줄 수 있을 것으로 보인다.

정서조절곤란과 사회적 지지와 관련한 연구를 살펴 보면 사회적 지지는 정서조절곤란과 유의한 상관을 나타내고 있다[45]. 정서조절곤란과 사회적지지의 관계를 연구한 현재송[46]에 따르면 정서조절곤란은 사회적 지지와 밀접한 관계가 있으며, 직접적인 부적 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 또한 Swinkels 와 Giuliaco[47]는 주어진 상황과 경험에 대한 자신의 정서를 명확하게 인식하는 사람들은 자신이 가지고 있는 사회적 지지에 대해 긍정적이며 보편적 삶에 대한 만족도를 크게 표현하는 경향성을 가지고 있다고 하였다. 이와 같은 연구결과를 통해서 정서조절은 사회적 기술, 대인관계에 긍정적인 영향을 주며 사회적 지지를 지각하는데 영향을 줄 수 있을 것이다.

이를 종합해 볼 때, 내현적 자기애는 타인에 대한 평가와 반응에 민감하며 취약하게 반응하여 부적응적인 대인관계에 큰 영향을 미친다. 이는 역기능적 대인관계 모습인 관계중독에 영향을 미친다는 가설을 세울 수 있다. 이러한 관계중독에 영향을 주는 요인 중 지각된 사회적 지지는 사회적, 환경적 변인으로, 내현적 자기애의 부정적 특성을 가지고 있는 사람들이 보일 수 있는 관계중독과 같은 부적응 현상에 긍정적인 변화가 가능하도록 도움을 줄 수 있을 것이라고 선행연구들을 통해 예측해 볼 수 있다. 그리고 정서조절곤란 또한 내현적 자기애와 관계중독을 매개하는 중요한 변인임과 동시에 관계중독을 예측할 수 있는 변인일 것이라 예상된다.

따라서 내현적 자기애와 관계중독과의 관계에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지가 매개하는지 검증함으로써, 통합적 관계 모델을 구축하여 상담에서 내담자를 이해하고, 치료계획을 세울 시 두 변인 간의 구조

적 관계를 파악하여 상담목표에 적용할 수 있도록 제시하고자 한다.

2. 연구문제

본 연구는 내현적 자기에 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 매개효과를 검증하는 것이다. 연구문제와 연구모형은 다음과 같다.

- 1) 내현적 자기에, 관계중독, 정서조절곤란, 지각된 사회적 지지의 관계는 어떠한가?
- 2) 내현적 자기에가 관계중독에 미치는 영향에 있어 지각된 사회적 지지의 매개효과는 어떠한가?
- 3) 내현적 자기에가 관계중독에 미치는 영향에 있어 정서조절곤란의 매개효과는 어떠한가?
- 4) 내현적 자기에가 관계중독에 미치는 영향에 있어 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 이중 매개효과는 어떠한가?

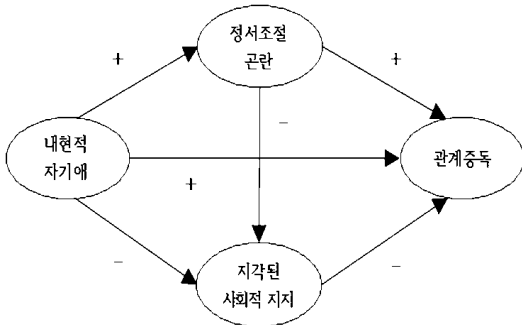


그림 1. 연구모형

II. 연구방법

1. 연구대상

본 연구 집단은 대학교에 재학 중인 대학생 남녀 480명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 연구에 대한 윤리를 준수하기 위해 연구 참여 동의서를 모두 받았으며, 본 연구의 연구자는 IRB 연구윤리교육을 이수한 후 설문 조사를 진행하였다. 먼저 연구자가 설정해 놓은

조사도구의 신뢰도를 확보하기 위해 사전조사를 실시하였다. 사전조사는 2017년 3월 1일부터 2017년 3월 9일까지 대학생 50명을 대상으로 실시하였고 SPSS를 활용한 결과 신뢰도가 .91 이상으로 나타나 본 조사를 실시하였다. 본 조사를 위한 자료 수집은 2017년 3월 13일부터 2017년 3월 30일까지 약 3주간 진행되었다. 설문지의 내용은 인구통계학적 정보, 내현적 자기에, 정서조절곤란, 지각된 사회적 지지, 관계중독과 관련된 자기보고식 질문이며, 설문에 필요한 소요시간은 약 15분 정도였다. 설문조사는 연구자가 직접 대학 캠퍼스에서 대면조사를 하거나 친구, 동료, 교수의 도움을 통해 배포조사 및 대면조사를 하였다. 배부된 480부의 설문지 중 연애경험이 없다고 응답한 설문지 94부를 제외하였으며, 일렬로 응답하거나 하나의 측정도구에 전부 응답이 빠져있는 등의 불성실한 응답을 한 24부를 제외한 362부를 최종 분석하였다. 본 연구의 인구통계학적 정보는 [표 1]과 같다.

표 1. 인구통계학적 특성

구분		N	%
성별	남	168	46.4
	여	194	53.6
학년	1학년	131	36.2
	2학년	85	23.5
	3학년	79	21.8
	4학년	63	17.4
	휴학	4	1.1
연애 횟수	1~3회	235	64.9
	4~6회	96	26.5
	7~10회	19	5.3
	11회 이상	12	3.3
총계		362	100

2. 측정도구

2.1 내현적 자기에

본 연구에서 사용한 내현적 자기에 척도(Covert Narcissism Scale, CNS)는 Akhtar와 Thompson[60]의 ‘자기애적 성격장애의 임상적 특성’을 참고하여 강선희, 정남운[59]이 개발한 척도이다. 이 척도는 총 45문항이며 각 문항은 “전혀 그렇지 않다(1점)”에서 “완벽하게 그렇다(5점)”까지의 Likert식 5점 척도에 따라 응답하도록 되어 있다. 점수 범위는 45점에서 225점이며 점수

가 높을수록 내현적 자기애가 드러남을 의미한다. 내현적 자기애의 하위문항으로는 인정욕구/거대자기 환상(9문항), 착취/자기중심성(9문항), 목표불안정(9문항), 과민/취약성(10문항), 소심/자신감 부족(8문항)으로 이루어져 있다. 강선희, 정남운[59]의 연구에서 내현적 자기애 척도의 전체 신뢰도(Cronbach's α)는 .91이었으며, 본 연구에서의 신뢰도는 .92로 나타났다.

2.2 관계중독

관계중독 정도를 측정하기 위한 설문 관계중독(Relationship Addiction Questionnaire - 30, RAQ-30) 척도는 이성 관계에서 경험할 수 있는 느낌이나 생각, 행동의 중독적인 특징들을 묻는 문항들로 Susan[12]이 임상장면에서 관계중독을 측정하기 위해 개발한 관계중독 척도를 선행연구인 이상우[14]의 연구논문에서 타당화 작업을 통해 만들어졌다. 국내판 관계중독 질문지(RAQ-30)는 실제 중독적 관계에 대해 경험 여부를 묻는 질문 10문항을 제외한 30개의 문항을 담고 있다. 각 문항은 “전혀 그렇지 않다(1점)”에서 “완벽하게 그렇다(5점)”까지의 Likert식 5점 척도에 따라 응답하도록 되어 있다. 점수 범위는 30점에서 150점까지이며, 점수가 높을수록 관계중독이 높음을 의미한다. 이상우의 연구에서 나타난 관계중독척도의 신뢰도(Cronbach's α)는 .90이었으며, 본 연구에서의 관계중독 척도의 신뢰도는 .91이 나타났다.

2.3 정서조절곤란

정서조절곤란을 측정하기 위해 Gratz와 Roemer[31]가 개발한 척도(Difficulties in Emotion Regulation Scale, DERS)를 조용래[61]가 번안한 한국판 DERS를 사용하였다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다~ 5점: 매우 그렇다)로 평정되며 총점이 높을수록 정서조절곤란의 정도가 더 큼을 의미한다. K-DERS의 하위요인은 원척도와 마찬가지로 6개의 하위요인으로 구성되어 있고, 각 요인은 충동통제곤란(8문항), 정서에 대한 주의와 자각 부족(8문항), 정서에 대한 비수용성(7문항), 정서적 명료성의 부족(3문항), 정서조절전략에 대한 접근 제한(6문항)과 목표지향행동의 어려움

(3문항)으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 총 36개 문항 중 조용래[61]의 연구결과를 통해 나타난 요인 분석에서 예상과 반대 방향의 결과가 나온 17번 문항을 제외하여 총 35개의 문항을 연구에 사용하여 정서조절곤란을 측정하였다. 조용래[61]의 연구에서 한국판 K-DERS의 전체 신뢰도(Cronbach's α)는 .93이었고, 본 연구에서의 신뢰도는 .93으로 나타났다.

2.4 지각된 사회적지지

지각된 사회적 지지를 측정하기 위해 Cutrona 와 Russell[62]이 개발한 지각된 사회적지지 척도(Social Provision Scale, SPS)를 유영란[42]이 국내에 맞게 수정, 번안한 척도를 사용하였다. 본 척도는 사회 지지망의 질에 대한 지각을 평가하기 위한 것으로 애착(Attachment)(4문항), 사회적 소속감(Social integration)(4문항), 돌봄의 기회(Opportunity for nurturance)(4문항), 가치 재인정(Reassurance of Worth)(4문항), 도움에 대한 믿음(Reliable alliance)(4문항), 조언(Guidance)(4문항) 6개의 하위척도로 이루어져 있으며, 총 24문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 4점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다~4점: 매우 그렇다)로 평정하며, 총점이 높을수록 지각된 사회적 지지가 높음을 의미한다. 유영란[42]의 연구에서 신뢰도(Cronbach's α)는 .92였으며, 본 연구에서는 .92의 신뢰도를 보였다.

3. 분석방법

본 연구에서는 내현적 자기애, 정서조절곤란, 지각된 사회적 지지, 관계중독 간의 구조적 관계를 분석하기 위해 SPSS 21.0 및 AMOS 21.0, Mplus 6.0 통계 프로그램을 사용하여 자료를 분석하였다. 자세한 분석 방법은 다음과 같다.

첫째, 연구대상의 인구통계학적 특성과 자료의 전반적인 기술통계량을 분석하기 위하여 SPSS 21.0을 사용하여 기술통계 분석을 실시하였다.

둘째, 연구에 사용된 측정 도구의 신뢰도를 알아보기 위하여 Cronbach's α 계수를 산출하였다.

셋째, 내현적자기애, 관계중독, 정서조절곤란 및 지각된 사회적지지 간의 관계를 알아보기 위해 SPSS 21.0

프로그램을 사용하여 Pearson의 상관관계 분석을 실시하였다.

넷째, AMOS 21.0 프로그램을 이용하여 확인적 요인 분석을 실시하고, 측정모형의 타당성을 검증하였다.

다섯째, 이론적 모형의 타당성 그리고 변인 간의 영향력을 검증하기 위해 구조 방정식 모형(Structural Equation Modeling, SEM)을 실시하였다.

여섯째, 내현적 자기애, 정서조절곤란 및 지각된 사회적 지지가 관계증독에 미치는 직접효과, 간접효과 및 총 효과의 유의성 검증을 위해 부트스트래핑(Bootstrapping)을 실시하였다.

일곱째, 내현적 자기애가 관계증독에 미치는 영향에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 개별 매개효과 및 이중 매개효과 검증을 위해 Mplus 6.0 프로그램을 사용하여 유의성 검증을 확인하였다.

III. 연구결과

1. 연구변인 간 상관관계

본 연구의 주요 변인인 내현적 자기애, 관계증독, 정서조절곤란, 지각된 사회적 지지의 상관관계와 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 [표 5]에 제시하였다. 본 연구의 주요 변인들의 첨도는 7보다 작으며 왜도의 절대값이 2

표 2. 주요 변인들의 상관관계와 평균, 표준편차, 왜도, 첨도

	내현적 자기애	관계증독	정서조절 곤란	지각된 사회적 지지
내현적 자기애	1			
관계증독	.56***	1		
정서조절곤란	.61***	.62***	1	
지각된 사회적 지지	-.50***	-.59***	-.70***	1
평균(Mean)	2.7	2.32	2.49	3.18
표준편차(SD)	.50	.54	.65	.45
왜도(Skewness)	-.13	.24	.26	-.77
첨도(Kurtosis)	-.07	-.26	.23	1.20

*p< .05, **p< .01, ***p< .001

보다 작기 때문에 정규분포를 따른다고 볼 수 있다[63]. 상관분석 결과, 내현적 자기애는 관계증독($r=.56, p<.001$)과 정서조절곤란($r=.61, p<.001$)과는 유의미한 정적 상관을, 지각된 사회적 지지($r=-.50, p<.001$)와는 유의미한 부적 상관을 보였다. 정서조절곤란은 관계증독($r=.62, p<.001$)과 정적 상관이 있었으며, 지각된 사회적 지지($r=-.70, p<.001$)와는 부적 상관이 나타났다. 지각된 사회적 지지는 관계증독($r=-.59, p<.001$)과 부적 상관을 보였다.

2. 내현적 자기애가 관계증독에 미치는 영향에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 매개효과 검증

2.1 측정변수 생성 과정

이론적 모형의 타당성과 변인 간의 영향력을 확인하기 위하여 설정한 분석 방법 절차에 따라 구조방정식 모형을 이용하였다. 구조방정식 모형은 측정오차를 반영하여 각 변인 간 영향력을 알아볼 수 있지만, 연구하고자 하는 변인의 문항 수가 많거나 그에 따른 하위요인이 많을수록 측정오차가 증가하여 모형 전체의 오차 크기 또한 함께 증가하게 된다. 이러한 경우 연구하고자 하는 변인의 문항 수 또는 하위변인을 그대로 사용하게 되면 모형의 적합도가 낮아지게 되어 수용할 수 없는 경우가 발생할 수 있다. 이러한 문제가 발생할 경우 문항묶음(item-parceling)을 통해 해결할 수 있다[46].

본 연구에서 사용한 측정도구들로 확인적 요인분석을 실시한 결과, 위의 사항과 같은 문제가 발생하여 주요 적합도 지수인 RMSEA값이 기준치 이하로 수용할 수 없는 경우가 발생하였다. 따라서 연속성과 정규성을 만족하지 않은 순위형 변수(Likert 척도)라는 점, 개별 문항이 각각 측정오차(Measurement error)를 가지게 되므로 문항 수가 증가할수록 모형 전체의 오차 크기도 함께 증가한다는 점, 그렇다고 해서 연구자가 임의로 개별 문항 몇몇을 선택하여 지표로 사용하는 방식은 척도 전체의 신뢰도에 좋지 않은 영향을 미친다는 점을 고려할 필요성이 대두되었다[47].

김수영과 이지현[64]은 이러한 문제를 해결하기 위해

연구 목적에 부합한다면 문항 묶음(Item Parceling)을 사용해도 큰 문제가 되지 않는다고 설명하였다. 만약 연구 목적이 검사의 개발이나 타당화와 같은 개별 문항의 특성과 수행하는 정도를 검증하는 연구라면 문항 묶음(Item-parceling)을 권하지 않지만 구조방정식 모형을 추정하고 검증하는데 의의가 있다면 지표의 모형적 합도와 대표성, 추정의 안정성과 정확성을 고려하여 문항묶음(Item-Parceling) 방식을 이용하는 것이 가능하다고 설명하였다. 이에 본 연구에서는 문항묶음(Item-Parceling) 방식을 이용하여 구조방정식 모형을 추정하였다[50].

측정변수가 3개 이상일 경우, 각각 잠재변수의 요인 분석이 적절하게 나오며 3개 미만일 경우에는 관측변수의 타당성에 문제를 일으킬 수 있다[51]. 이를 토대로 본 연구에서는 내현적 자기에, 정서조절곤란, 지각된 사회적 지지, 관계증독 변인 모두 3개의 문항꾸러미를 제작하였다. 문항묶음은 Russell, Kahn, Spoth와 Altmaier[65]가 추천하였고 구조방정식 모형에서 표준으로 쓰이는 최대우도(Maximum Likelihood, ML) 방법을 따랐다. 문항묶음의 설정방법은 다음과 같다. SPSS의 요인분석에서 요인수를 1로 지정한 후 문항의 순서를 요인 부하량에 따라 나열하였다. 나열된 문항을 3개의 항목으로 나누어 요인 부하량의 평균값이 비슷하도록 구분하여 각각 3개의 항목으로 할당하는 것이다.

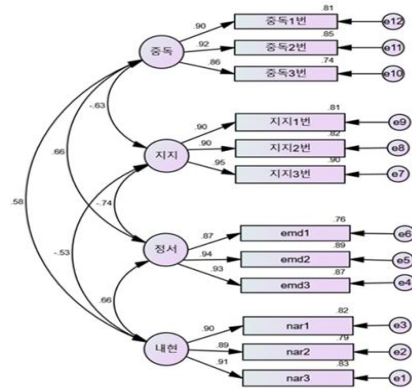
탐색적 요인분석을 통해 구조방정식 모형이 다변량 정규성을 가정해야 한다는 전제조건[51]을 따르기 위해 측정변수의 침도와 왜도를 확인하였고 각각의 기준치를 충족하였으므로 측정변수를 구조방정식 모형에 적용하였다.

2.2 측정모형 검증

먼저 잠재변수와 측정변수 간의 관계를 파악하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 잠재변수에서 측정변수로 가는 요인 부하량의 표준화된 값이 .5~.95로 나타나면 측정변수가 잠재변수를 잘 설명하고 있다고 본다[48].

본 연구에서의 요인 부하량의 표준화된 값을 살펴보면, 내현적 자기에 .89~.91, 정서조절곤란은 .87~.94, 지각된 사회적 지지는 .90~.95, 관계증독은 .86~.92로 모

두 유의한 수준(p < .001)으로 나타났다. 이는 측정변수가 잠재변수의 구성개념으로 타당하다고 설명할 수 있다. 확인적 요인분석을 통한 요인 부하량의 표준화된 값은 [그림 2]에 제시하였다.



주. 숫자는 표준화 계수
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

그림 2. 확인적 요인 분석 결과

확인적 요인분석을 실시한 이후 측정모형의 적합도를 확인하기 위해 상대적 적합도 지수(Relative Fit Index)인 CFI(Comparative Fit Index)와 TLI(Tucker Fit Index), 그리고 절대적 적합도 지수(Absolute Fit Index)인 RMSEA(Root mean square error of approximation) 그리고 χ^2 고려하여 적합도를 평가하였다. CFI와 TLI는 .90 이상이면서 1에 가까우면 적합도가 좋은 것으로 판단하며, RMSEA의 경우에는 .05 이하는 매우 좋은 적합도, .08 이하면 양호하다고 판단하며, .10보다 큰 경우는 부적합한 모형으로 간주한다[52].

본 연구에서는 [표 3]을 통해 적합도를 제시하였다. 제시된 측정모형의 적합도를 살펴보면, χ^2 은 113.740 (p=.000)이며, CFI는 .985, TLI도 .979로 .90 이상이므로 양호한 적합도를 보이고 있다. RMSEA의 경우에는 .062(신뢰구간 .047~.076)로 좋은 적합도를 보였다.

표 3. 측정모형의 적합도 지수

χ^2	df	P	TLI	CFI	RMSEA (90% 신뢰구간)
113.740	48	.000	.979	.985	.062 (.047 ~ .076)

2.3 구조모형 검증

본 연구에서는 내현적 자기애가 관계증독에 미치는 직접 효과와 정서조절곤란 또는 지각된 사회적 지지를 매개하는지 확인하는 부분 매개효과, 그리고 내현적 자기애가 정서조절곤란, 지각된 사회적 지지를 거쳐 관계증독에 영향을 미치는지 확인하는 이중 매개효과를 구조방정식을 통해 분석하였다.

분석결과 구조모형과 측정모형의 적합도 지수가 동일하게 나타나는 동치모형으로 확인되어 수용 가능한 것으로 판단하였다. 구조모형의 적합도 지수는 [표 4]와 같다.

표 4. 구조모형의 적합도 지수

x2	df	P	TLI	CFI	RMSEA (90% 신뢰구간)
113.740	48	.000	.979	.985	.062 (.047 ~ .076)

2.4 구조모형의 경로 검증

구조모형의 경로를 분석하기 위해서는 비표준화 계수(B)와 t값(C.R)를 확인하여 매개 모형의 모수에 대한 추정치를 분석하고 가설을 검증할 수 있으며, 표준화된 계수(β)을 통해 모형의 효과성을 분석할 수 있다. t값(C.R)이 1.96보다 크다면 유의하다고 볼 수 있으며, P값이 .05보다 작을 때 통계적으로 유의하다고 볼 수 있다. 표준화된 계수(β)는 절대값이 .10을 기준으로 작으면 작은 효과, .10~.50이면 중간 효과, .50 이상이면 큰 효과를 나타낸다고 볼 수 있다. 각 변인 간의 경로계수 값은 [표 5]와 같다.

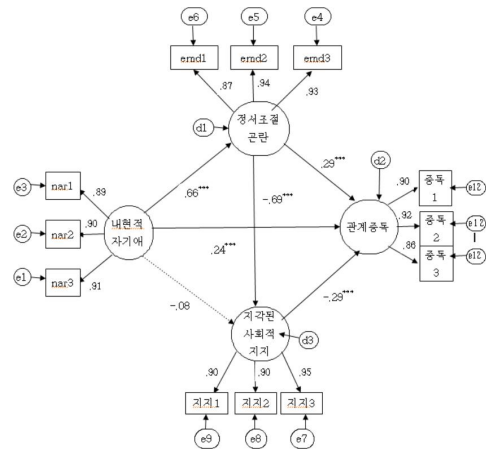
표 5. 구조모형 경로계수 결과

경로	B	β	SE	t
내현적 자기애 → 정서조절곤란	0.65	.66	.049	13.070***
내현적 자기애 → 지각된 사회적 지지	-.07	-.08	.046	-1.509
내현적 자기애 → 관계증독	.25	.24	.060	4.124***
정서조절곤란 → 관계증독	.30	.29	.078	3.848***
정서조절곤란 → 지각된 사회적 지지	-.58	-.69	.050	-11.455***
지각된 사회적 지지 → 관계증독	-.36	-.29	.082	-4.379***

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

분석결과를 살펴보면, 내현적 자기애에서 지각된 사회적 지지로 가는 경로(β=-.08, p<.131)를 제외하고 모

든 경로가 유의하게 나타났다. 내현적 자기애가 정서조절곤란으로 가는 경로는 정적으로 유의하였다(β=.66, p<.001). 내현적 자기애가 관계증독으로 가는 경로 역시 정적으로 유의하였다(β=.24, p<.001). 또한 정서조절곤란이 관계증독으로 가는 경로는 정적으로 유의하였다(β=.29, p<.001). 정서조절곤란이 지각된 사회적 지지로 가는 경로는 부적으로 가장 강한 영향력을 나타내었다(β=-.69, p<.001). 마지막으로 지각된 사회적 지지는 관계증독에 부적 영향력을 보였다(β=-.29, p<.001). 이는 [그림 3]에서 구조모형으로 제시하였다.



주. 숫자는 표준화 계수
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

그림 3. 구조모형

2.5 구조모형의 매개효과 검증

매개효과를 알아보기 위해서는 종속변인에 대한 독립변인의 영향력이 유효하고 독립변인과 매개변인과의 관계가 유의하며 매개변인과 종속변인과의 관계 또한 유의하여야 성립이 된다. 구조방정식을 통한 모형에서는 독립변인이 종속변인에 직접적인 영향을 미치지 않는 상태에서 매개변인이 독립변인과 종속변인 사이에 유의미하게 매개 역할을 한다면 완전 매개효과로 해석되고, 독립변인과 종속변인이 유의미한 직접효과가 있는 상태에서 동시에 매개변인이 독립변인과 종속변인 사이에 유의미한 매개역할을 한다면 직접, 간접효과가 모두 있는 부분 매개효과가 있다고 분석한다[53]. 즉, 직접 효과는 매개변수를 통하지 않고 독립변수에서 종

속변수로 직접적 영향력을 보는 효과를 의미하고, 간접 효과는 독립변수가 종속변수에 미치는 영향력 사이에 하나 또는 둘 이상의 매개변수를 거쳐 종속변수에 간접적인 영향력을 행사하는 것을 뜻한다. 총효과는 직접 효과와 간접 효과의 경로값을 합산한 것을 뜻한다[51].

Amos 프로그램에서는 직접 효과의 크기와 유의성 그리고 간접 효과, 총 효과의 크기를 파악할 수 있지만 총 효과와 간접 효과의 유의성을 검증하기는 어려우므로 Shrou와 Bolger가 제안한 부트스트래핑(Bootstrapping)을 실시하여 간접 효과와 총 효과의 유의성을 확인하였다. 부트스트래핑이란 모집단에서 무작위로 추출한 표본을 연구자가 설정한 횟수만큼 반복적으로 추출하여 표준오차를 추정하는 방식이다. 본 연구에서는 표본 362명을 대상으로 부트스트래핑을 1,000번 실시하였다. 이때 추정치에 대한 95%의 신뢰구간에서 0을 포함하지 않는다면 유의확률 $p < .05$ 수준으로 매개효과가 유의미하게 있다고 해석한다.

이러한 내용을 바탕으로 본 연구에서는 내현적 자기애가 관계증독에 미치는 영향에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 매개효과를 검증하기 위해 직접 효과, 간접 효과, 총 효과를 분석하여 [표 6]에 제시하였다.

표 6. 구조모형의 직접효과, 간접효과, 총효과 및 유의성 검증

경로	효과		
	직접효과	간접효과	총효과
내현적 자기애 → 정서조절 곤란	.655**		.655**
	(.527~.739)		(.527~.739)
정서조절곤란 → 지각된 사회적 지지	-.686**		-.686**
	(-.785~- .545)		(-.785~- .545)
지각된 사회적 지지 → 관계증독	-.288**		-.288**
	(-.407~- .153)		(-.407~- .153)
내현적 자기애 → 정서조절 곤란	-.083	-.450**	-.533**
	(-.217~- .031)	(-.551~- .350)	(-.626~- .416)
내현적 자기애 → 정서조절 곤란	.240**	.343**	.583**
	(.129~.368)	(.252~.442)	(.492~.661)
정서조절곤란 → 지각된 사회적 지지	.289**	.198**	.487**
	(.141~.433)	(.097~.301)	(.359~.602)

주. 숫자는 표준화 계수
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

이를 구체적으로 살펴보면, 정서조절곤란이 지각된 사회적 지지를 매개로 관계증독으로 가는 경로는 95% 신뢰구간에서 0을 포함하고 있지 않아 간접 효과($\beta = .198$, $CI = .097 \sim .301$, $P < .01$)가 유의한 것으로 나타났으며, 내현적 자기애가 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지를 매개효과로 관계증독으로 가는 경로 역시 95% 신뢰구간에서 0을 포함하고 있지 않아 간접효과($\beta = .343$, $CI = .252 \sim .442$, $P < .01$)가 유의한 것으로 나타났다. 한편 내현적 자기애가 정서조절곤란을 통해 지각된 사회적 지지로 가는 경로는 95% 신뢰구간에서 0을 포함하고 있지 않아 간접효과($\beta = -.450$, $CI = -.551 \sim -.350$, $P < .01$)가 유의한 것으로 나타났지만, 직접효과($\beta = -.083$, $CI = -.217 \sim .031$, $P = .157$)는 95% 신뢰구간에서 0을 포함하고 있어 유의하지 않았다. 따라서 정서조절곤란은 내현적 자기애와 지각된 사회적 지지를 완전 매개하는 것으로 나타났다.

2.6 구조모형의 이중매개효과 검증

앞서 Amos를 이용한 구조모형 분석 과정을 통해 내현적 자기애가 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지를 통하여 관계증독에 미치는 간접효과가 유의미하다는 사실을 확인하였다. 그런데 이 분석 과정을 통해서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지 각각의 매개변인에 대한 개별 간접효과와 정서조절곤란이 지각된 사회적 지지로 가는 다중매개효과까지는 분석할 수 없다. 이러한 경우 다중 매개효과와 간접 효과 검증을 위해서 Mplus 프로그램을 이용하여 내현적 자기애가 관계증독으로 가는 경로에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지에 대한 각각의 개별 매개 효과와 이중 매개효과까지 총 세 가지를 검증하였다. 그에 대한 결과는 [표 7]에 제시하였다.

표 7. Mplus를 이용한 이중매개효과 유의성 검증

경로	estimate	(95% 신뢰구간)	
		lower	upper
내현적 자기애 → 정서조절곤란	.194***	.090	.312
내현적 자기애 → 지각된 사회적 지지	.025	-.010	.065
내현적 자기애 → 정서조절곤란 → 지각된 사회적 지지	.133***	.069	.226

주. 숫자는 표준화 계수
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

결과를 살펴보면, 내현적 자기애가 정서조절곤란을 거쳐 관계중독으로 가는 경로는 .194로 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않아 지각된 사회적 지지의 매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 또한 내현적 자기애가 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지를 거쳐 관계중독으로 가는 경로 역시 .133으로 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않았기 때문에 이중 매개효과가 있는 것으로 검증되었다. 하지만 내현적 자기애가 지각된 사회적 지지를 거쳐 관계중독으로 가는 경로는 .025로 95% 신뢰구간이 0을 포함하여 매개효과가 없는 것으로 나타났다

IV. 결론 및 논의

1. 결과 요약 및 논의

본 연구는 대학생 개인의 성격특성 중 하나인 내현적 자기애가 대인관계의 부적절한 관계패턴인 관계중독으로까지 이어지는데 어떠한 요소들이 작용하는지 구조적 요인들을 파악하고 관계중독으로 인해 발생할 수 있는 문제를 적절하게 조절할 수 있는 정서조절과 사회적 지지에 주목하였다. 이에 대한 결과 요약과 논의는 다음과 같다.

첫째 내현적 자기애와 정서조절곤란은 유의미한 정적 상관이 있었다. 이러한 결과는 내현적 자기애를 보이는 사람에게서 정서조절곤란을 보인다는 기존 연구[26][28][30]와 일치하는 결과이다. 이러한 결과는 내현적 자기애를 보이는 사람들이 타인에게 잘 보이고 싶은 마음은 있지만 낮은 자존감으로 타인의 행동과 평가에 민감하게 반응하게 되고 결국 자신의 정서를 고려할 기회를 놓치게 되어 타인에게 반응할 수 있는 정상적인 정서반응을 찾지 못하여 정서를 조절하거나 표현하는데 어려움을 겪게 될 것을 의미한다.

반면에 내현적 자기애는 지각된 사회적 지지와 유의미한 부적 상관을 나타냈다. 이러한 결과는 내현적 자기애를 보이는 사람들은 자신에 대한 인정욕구와 이상화된 자기를 추구하나 열등감을 가지고 있어 타인의 평가나 비난에 매우 민감하게 반응하게 된다. 타인에 대한 민감한 태도는 결국 자신과 사회적 지지와의 관계를

객관적인 시각으로 바라보지 못하고 자신이 타인과 세상에 어떻게 비춰질지에 대한 생각에 사로잡혀 긍정적 피드백조차 불필요할 정도로 자신에 대한 평가적인 요소로 받아들여 사회적 지지를 받아들일 수 없게 됨을 시사한다.

내현적 자기애와 관계중독 간에는 유의미한 정적 상관을 보였다. 기존의 선행연구[19-22]들은 내현적 자기애가 타인과의 관계에서 부정적이며 역기능적인 관계를 맺는다는 연구들이 많았다. 본 연구에서는 이러한 역기능적 대인관계의 구체적인 형태라고 할 수 있는 관계중독이 내현적 자기애와 정적인 상관 그리고 영향력이 있다는 기존의 연구 결과[15][18]를 뒷받침 하고 있다. 그러므로 내현적 자기애가 높은 사람은 타인의 평가가 자신이 중요한 존재라고 여길 수 있는 요소로 생각을 하게 되고 그렇기 때문에 자신의 자존감을 유지하기 위해 타인에게 잘 보이며 관계를 지속하기 위해 노력하는 모습이 역기능적 대인관계의 구체적인 형태라고 할 수 있는 관계중독과의 정적관계를 설명한다고 볼 수 있다.

정서조절곤란은 지각된 사회적 지지와 유의미한 부적 상관이 있는 것으로 나타나 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지와 부적상관이 있다는 선행연구[45]와 일치한다. 이러한 결과를 통해 자신의 정서를 판단하고 정서에 대한 반응을 조절할 수 있는 능력에 따라 주변으로부터 받는 지지를 더욱 긍정적으로 지각하게 되는 것으로 볼 수 있다. 또한 이러한 결과는 자신에 대한 평가와 안녕감은 개인 내적인 정서로 인해 좌우됨을 의미하며, 정서조절에 실패할 경우 자신에게 오는 독특한 고통을 감소시키기 어려워 신체적, 정신적으로 쇠약해짐을 의미한다. 따라서 자신의 정서를 잘 조절할 수 있는 능력이 사회적 상황에 대한 대처와 사회적 관계를 긍정적으로 활용하는데 시작점이 될 것으로 사료된다.

정서조절곤란은 관계중독과도 유의미한 정적 상관을 보였다. 이는 정서조절이 어려울수록 대인관계에서 관계중독을 보인다는 선행연구[55]를 지지하고 있다. 이를 통해 관계중독과 같은 중독의 성향은 개인 내적인 조절실패로 볼 수 있으며 특히 정서에 대한 조절이 어려워 부정적인 감정에 대한 올바른 판단이 어려워지는

것으로 볼 수 있다. 이러한 조절에 대한 어려움은 결국 자신에 대한 감정이 아닌 타인에 대한 감정으로 착각을 하게 되어 자신의 감정에 대한 반응을 타인에게 하게 됨으로써 관계중독과 같은 부적응적인 대인관계패턴이 반복됨을 시사한다.

지각된 사회적 지지는 관계중독과 부적 상관에 있는 것으로 나타났다. 이는 사회적 지지를 지각할수록 관계중독성향이 높아진다고 보았던[38]의 연구를 지지하는 결과이다. 또한 전문적인 사회적 지지 자원을 통해서 관계중독을 낮출 수 있다는 선행연구[57]와 맥을 같이 하고 있다. 즉 대인관계에서 중독적으로 관계를 유지해야 된다는 모습은 사회적 자원을 얼마나 가지고 있는지 자신이 지각하는 것에 따라 강박적인 관계유지의 모습을 내려놓을 수 있다고 예상해 볼 수 있다.

둘째, 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향에서 내현적 자기애는 관계중독에 정적인 영향력이 있는 것으로 밝혀졌지만, 지각된 사회적 지지는 매개하지 않는 것으로 나타났다. 좀 더 구체적으로는 지각된 사회적 지지가 관계중독에 부적 영향을 미치지만 내현적 자기애와 지각된 사회적 지지와의 관계에서 영향력이 없는 것으로 나타나 내현적 자기애가 지각된 사회적 지지에 부적 영향을 미친다는 기존 연구결과[40]와 대조되는 결과를 보였다. 이는 인과성이 검증되었던 내현적 자기애와 지각된 사회적 지지와의 관계가 본 연구에서 설정한 구조방정식모형으로 인해 직접효과가 감소하게 되었다는 것으로 해석할 수 있다. 본 연구에서 설정한 모형을 살펴보면 내현적 자기애는 정서조절곤란을 매개로 지각된 사회적 지지에 영향을 미치도록 설정이 되어 있다. 따라서 내현적 자기애가 지각된 사회적 지지로 가는 직접경로는 유의미하지 않았지만, 정서조절곤란을 통해서 지각된 사회적 지지에 영향이 있음을 알 수가 있다. 이는 정서조절곤란의 강력한 매개 효과를 시사하는 것이다. 이러한 결과는 내현적 자기애의 특징이라고 할 수 있는 친밀감에 대한 두려움이 정서를 지각하고 조절하여 표현하는데 큰 어려움을 느끼게 만들어 이로 인해 자신이 가지고 있는 사회적 자원인 지지를 손상시킨다[23]는 연구를 지지하는 결과라고 할 수 있다.

셋째, 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향에서

정서조절곤란은 부분 매개효과가 있는 것으로 나타났다. 구체적으로는 내현적 자기애가 직접적으로 관계중독에 정적영향이 있음이 나타났다. 높은 내현적 자기애는 친밀한 관계에서 의존적이면서 과몰입적인 경향을 보여 관계중독에 정적영향을 예측한 선행연구[18]와 일치한 결과라고 할 수 있다. 이는 자신과 친밀한 사람을 독립된 개체로 보기보다는 자신과 유사하다고 생각하며, 그런 타인의 평가가 자신이 중요한 존재로 여겨질 수 있는 요소이며, 자존감을 유지시키기 때문이다[58]. 또한 정서조절곤란은 내현적 자기애와 관계중독 사이에서 정적인 영향력이 있는 것으로 나타났다. 내현적 자기애를 가지고 있는 사람은 타인의 평가에 민감하며 그 평가에 따라 자신을 판단하고 자존감에 영향을 미치는 특성을 가지고 있다. 즉 자기 스스로에 대한 믿음보다 타인이 자신에게 주는 영향력이 크다는 것을 의미한다. 자기애에 대한 몰두가 강하지만 정작 타인과의 관계상황에서는 타인의 평가까지 고려해야 하기 때문에 스스로 정서를 조절하는 일이 어려워지며 그로 인해 자신의 감정을 상대방에게 투사하게 됨으로 관계중독과 같은 부적응적인 관계패턴이 유지되는 것으로 볼 수 있다.

넷째, 본 연구의 주 연구문제인 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란이 지각된 사회적 지지를 경로해서 가는 형태의 이중 매개효과를 검증한 결과, 내현적 자기애와 관계중독 사이에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지가 이중 매개효과를 갖는 것으로 확인되었다. 또한 내현적 자기애가 지각된 사회적 지지에 미치는 영향력이 없다는 점을 바탕으로 정서조절곤란은 구조적으로 내현적 자기애와 지각된 사회적 지지를 강력하게 매개한다는 점을 주목할 필요가 있다. 내현적 자기애에 성향이 높은 사람들은 부정적 정서가 오래 지속되기 때문에 정서조절곤란의 정도가 높을 경우 내적 스트레스가 매우 심해질 것이다[23]. 현채송[46]은 정서를 효율적으로 조절하는 일은 원만한 사회적 관계를 유지하는 것과 성공적인 사회생활을 하는데 필수적인 요소라고 하였다. 이는 정서를 성공적으로 조절하는 일이 인간관계와 어려움에 대한 대처를 하는데 선행하기 때문이다. 이것은 개인의 성격적 특성인 내현적 자기애가 높을수록 정서를 조절하는데 어려움을 느

끼며 이로 인해 자신이 가지고 있는 사회적 자원을 낮게 지각하여 개인의 대인관계측면에서는 관계에 의존하거나 자신에게 피해를 주는 관계임에도 벗어날 수 없는 관계중독과 같은 형태의 대인관계가 지속될 것으로 예상 할 수 있다. 내현적 자기애는 개인의 성격적인 측면으로서 비교적 안정적이기 때문에 변화가 쉽지 않고 관계중독과 같은 대인관계적 문제를 해결하기에는 예후가 좋지 않다[33]. 따라서 그에 따른 정서와 환경적인 요인을 적응적인 방식으로 유지시켜주는 게 중요할 것이다. 따라서 내현적 자기애를 가진 개개인의 정서적인 문제를 스스로 자각할 수 있는 경험과 정서적 수용을 할 수 있는 기회를 주어 대인관계 상황에서 관계중독에 이르지 않도록 상담적 개입을 하거나 정서적 자각과 더불어 자신의 사회적 지지 자원을 긍정적으로 지각할 수 있도록 하는 상담적 개입을 통해 관계중독에서 벗어날 수 있도록 할 수 있을 것이다.

2. 연구의 제언

본 연구의 제한점과 후속 연구를 위해 제시하는 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 서울, 경기, 충남 지역의 대학생을 대상으로 표집하였기 때문에 전국의 대학생을 대상으로 일반화하는 것은 무리가 있다. 따라서 광범위한 표본을 사용하여 연구할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 자기보고식 설문지로 측정하였기 때문에 바람직한 방향으로 왜곡하여 설문에 참여하기 용이하였다. 때문에 실제와 다르게 응답할 가능성이 있을 것으로 보인다. 이를 해결하기 위해 면접 및 관찰 등의 다양한 측정방법을 사용하여 관계중독과 관련된 현상을 탐색하고 연구할 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 관계중독을 연구하기 위해 개인의 고유한 성격적 변인을 설정하여 관계중독과의 영향력을 검증하였다. 하지만 아직까지 관계중독으로 이어지는 심리적 기제에 대한 탐색은 부족한 실정이다. 따라서 관계중독으로 이어질 수 있는 개인의 심리적 기제에 대한 구체적인 경로를 설정하고 연구할 필요성이 있다.

넷째, 관계중독을 보이는 집단과 일반인 집단을 구분하여 각 집단의 심리적 구조에 대한 집단 간 비교연구

를 진행한다면 관계중독으로 이어지는 심리적 기제에 대한 탐색을 구체적으로 할 수 있을 것으로 예상된다.

참 고 문 헌

- [1] 박한나, *초기대상관계와 관계중독간의 관계: 미성숙한 방어유형의 매개효과*한동대학교 일반대학원, 석사학위논문, 2016.
- [2] 김용희, “대학생의 불안 및 비합리적 신념과 마음챙김의 관계,” *한국청소년학회 : 청소년학연구*, 제22권, 제12호, pp.619-647, 2015.
- [3] 이지원, 이기학, “불안정애착 및 심리적 고통이 관계중독에 미치는 영향 : 지지추구적 정서조절양식의 조절된 매개효과 검증,” *한국심리학회지 : 상담 및 심리치료*, 제26권, 제1호, pp.65-95, 2014.
- [4] E. Berscheid, “The greening of relationship science,” *American Psychologist*, Vol.54, pp.260-266, 1999.
- [5] 오은정, “2014학년도 상명대학교 서울캠퍼스 학생생활연구,” *상명대학교 학생생활연구*, 제28호, pp.1-133, 2015.
- [6] 시민일보, 잘못된 사랑표현 데이트폭력, 2018년 06월 25일.
- [7] 이하람, *유기불안이 관계중독에 미치는 영향 : 부적응적 정서조절방략의 매개효과*, 전북대학교 일반대학원, 석사학위논문, 2016.
- [8] <http://www.yonhapnewstv.co.kr/tvscript/AKR20161006107100038>
- [9] 서백임, *대학생 남녀의 성인애착, 심리적 통제성, 성역할 태도가 데이트 폭력에 미치는 영향*, 한국외국어대학교 대학원, 석사학위논문, 2016.
- [10] 김지민, “대학생의 내현적 자기애가 이성관계 만족도에 미치는 영향 : 관계진술성의 매개효과,” *청소년시설환경*, 제14권, 제3호, pp.37-49, 2015.
- [11] 이지홍, *자아분화 수준이 관계중독에 미치는 영향 : 기본심리욕구 매개효과*, 가톨릭대학교 상담심리대학원, 석사학위논문, 2015.

- [12] P. Susan, "Acciction to Love," Random house, Inc., New York, 2011.
- [13] 이의선, *관계증독의 기독교 상담적 치료방안에 관한 연구*, 서울신학대학교 상담대학원, 석사학위 논문, 2004.
- [14] 이상우, *관계증독의 심리학적 특성과 이론적 모형개발*, 경북대학교 대학원, 박사학위논문, 2014.
- [15] 김이슬, 권혁철, "부모의 과보호적 양육태도와 관계증독과의 관계에서 내현적 자기에의 매개효과," *재활심리연구*, 제22권, 제3호, pp.517-530, 2015.
- [16] Thomas Whiteman & Randy Petersen, *Victim of Love?*, 2004.
- [17] 김성주, 이영순, "대학생의 내현적 자기에와 사회불안의 관계 : 평가염려 완벽주의, 부정평가에 대한 두려움, 내면화된 수치심의 매개 효과," *상담학 연구*, 제16권, 제1호, pp.199-216, 2015.
- [18] 조연지, *대학생의 내현적자기에가 관계증독경향에 미치는 영향: 자기개념명확성, 분리개별화의 매개효과*, 광운대학교 상담복지정책대학원, 석사학위논문, 2015.
- [19] 박세란, 신민섭, 이훈진, "외현적·내현적 자기에의 명시적, 간접적 귀인양식," *한국심리학회 : 제24권, 제2호*, pp.465-474, 2005.
- [20] 박진숙, *내현적 자기에 성격성향 청소년의 분노 표현양식과 대인관계문제 가톨릭대학교 대학원, 석사학위 논문*, 2007.
- [21] 현성민, *내현적 자기에 성향과 외로움의 관계 : 적대감과 분노표현방식의 매개효과*, 가톨릭대학교 상담심리대학원, 석사학위논문, 2016.
- [22] 홍서운, "내현적 자기에성향이 대인관계문제에 미치는 영향 : 인지적 정서조절전략의 매개효과," *청소년학연구*, 제21권, 제12호, pp.73-95, 2014.
- [23] 김선영, *대학생의 내현적 자기에 성향과 부적응적 분노표현의 관계: 지각된 사회적 지지와 공감의 매개효과*, 명지대학교 사회교육대학원, 석사학위논문, 2013.
- [24] 정남운, "과민성 자기에 척도 타당화 연구," *한국심리학회지 : 상담 및 심리치료*, 제13권, 제1호, pp.193-216, 2001.
- [25] 황영주, *자기에 성향자의 연애타도가 이성관계 만족에 미치는 영향*, 덕성여자대학교 대학원, 석사학위논문, 2013.
- [26] 김수철, *내현적 자기에 성향이 정서조절곤란에 미치는 영향: 경험회피의 매개효과*, 대구대학교 대학원, 석사학위논문, 2016.
- [27] 신혜인, *내현적 자기에 성향자의 정서경험특성과 정서조절방략이 우울에 미치는 영향*, 가톨릭대학교 상담심리대학원, 석사학위논문, 2009.
- [28] 김현아, *내현적 자기에와 사회불안의 관계 : 평가염려완벽주의와 정서조절곤란의 매개효과*, 서울성신여자대학교 대학원, 석사학위논문, 2014.
- [29] 신재은, *중학생의 내현적 자기에가 사회불안에 미치는 영향: 정서조절곤란의 매개효과*, 연세대학교 교육대학원, 석사학위논문, 2015.
- [30] 이지영, *대학생의 내현적 자기에가 사회불안에 미치는 영향: 정서조절곤란 및 부정적 평가에 대한 두려움의 매개효과*, 대구가톨릭대학교 대학원, 석사학위논문, 2015.
- [31] K. L. Gratz and L. Roemer, "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*, Vol.26, pp.41-54, 2004.
- [32] P. M. Cole, M. K. Michel, and L. O. Teti, "The development of emotion regulation and dysregulation : A clinical perspective," *Monographs of the society for Research in Child Development*, Vol.59, pp.73-100, 1994.
- [33] 권석만, 한수정, *자기에성 성격장애*, 학지사, 2000.
- [34] C. C. Morf and F. Rhodewalt, "Narcissism and self-evaluation maintenance : Explorations in

- object relations,” *Personality and Social Psychology Bulletin*, Vol.19, pp.668-676, 1993.
- [35] 백승혜, 현명호, “내현적, 외현적 자기애성향자의 적대감, 분노경험수준 및 분노표현 양식,” *한국심리학회지 : 임상*, 제27권, 제4호, pp.1001-1017, 2008.
- [36] Schaeffer & Mcelhny, “Is it love or is it addiction center city,” Minnesota : Hazelden, 1997.
- [37] 환경애, *중학생이 지각한 사회적 지지와 자기효능감이 분노수준과 분노표현 방식에 미치는 영향* 건국대학교 교육대학원, 석사학위논문, 2005.
- [38] 안명란, 홍혜영, “부정적 초기 대상관계가 관계증독에 미치는 영향,” *통합치료연구*, 제8권, 제1호, pp.75-100, 2016.
- [39] 이진숙, 현명호, “내현적 자기애의 부정적 평가에 대한 두려움, 소극적대처와 지각된 사회적 지지가 우울에 미치는 영향,” *청소년학연구*, 제19권, 제4호, pp.161-181, 2012.
- [40] 한상은, *고등학생의 내현적 자기애, 사회적 지지가 학교생활적응에 미치는 영향* 아주대학교 대학원, 석사학위논문, 2012.
- [41] 김정애, *사회적지지, 자기지각과 자아방어기제, 불안과의 관계*, 이화여자대학교 대학원, 석사학위논문, 1994.
- [42] 유영란, “성인 애착과 전문적 도움 추구 의도,” *한국심리학회지*, 제18권, 제2호, pp.441-460, 2006.
- [43] 박정심, *관계증독에 대한 이론연구와 성격적 상담*, 충신대학교 상담대학원, 석사학위논문, 2009.
- [44] M. E. Prociadano and K. Heller, “Measures of perceived social support from friends and from family : Three validation studies,” *American Journal of Community Psychology*, Vol.11, pp.1-24, 1983.
- [45] 정수진, *충동성, 사회적 지지가 폭식 및 음주문제에 미치는 영향: 정서조절곤란의 매개효과*, 경상대학교 대학원, 석사학위논문, 2010.
- [46] 현채송, *정서조절과 행복의 관계에서 사회적 지지와 임파워먼트의 매개효과* 홍익대학교 대학원, 박사학위논문, 2010.
- [47] A. Swinkels and T. A. Giuliano, “The measurement and conceptualization of mood awareness : Monitoring and labeling one’s mood states,” *Personality and Social Bulletin*, Vol.21, pp.934-949, 1995.
- [48] 조현철, 강석후, “구조방정식 모델에서 항목무응답이 인과 모수의 검정과 적합도 평가에 미치는 영향,” *마케팅과학연구*, 제17권, 제3호, pp.133-153, 2007.
- [49] 조인정, *대학생의 부모애착이 진로태도성숙에 미치는 영향: 자아분화와 자아탄력성의 매개효과*, 명지대학교 사회교육대학원, 석사학위논문, 2017.
- [50] T. D. Little, M. Rhemtulla, K. Gibson, and A. M. Schoemann, “Why the items versus parcels controversy needn’t be one,” *Psychological Methods*, Vol.18, No.3, pp.285-300, 2013.
- [51] 우종필, *우종필 교수의 구조방정식모델 개념과 이해*, 서울 : 한나아카데미, 2012.
- [52] 홍세희, “구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정 기준과 그 근거,” *한국심리학회지 : 임상*, 제19권, 제1호, pp.161-177, 2000.
- [53] 조철호, *SPSS/AMOS 활용 구조방정식모형 논문통계분석* 서울:청람, 2014.
- [54] 이수미, 조경자, 김혜리, “대학생의 정서지능이 대인관계와 삶의 만족에 미치는 영향,” *인간발달연구*, 제16권, 제3호, pp.131-147, 2009.
- [55] 이다혜, *대학생의 성인애착과 관계증독의 관계에서 정서조절곤란의 매개효과* 숙명여자대학교 일반대학원, 석사학위논문, 2016.
- [56] 전영민, “증독치료에서 인지를 넘어서 : 정서, 동기, 치료관계,” *한국증독범죄학회*, 제1호, pp.6-16, 2012.
- [57] 박화양, *대학생 불안애착 및 회피애착이 관계증독에 미치는 영향: 사회적 지지 조절효과를 중심으로*, 조선대학교 정책대학원, 석사학위논문,

2017.

- [58] 한혜림, *자기가 사회불안에 미치는 영향 : 수치심 경향성을 매개변인으로* 연세대학교 대학원 석사학위논문, 2004.
- [59] 강선희, 정남운, “내현적 자기에 척도의 개발 및 타당화 연구,” 한국심리학회, 제14권, 제2호, pp.969-990, 2002.
- [60] S. Akhtar and J. A. Thomson, “Overview : Narcissistic Personality Disorder,” *American Journal of Psychiatry*, Vol.139, pp.12-20, 1982.
- [61] 조용래, “정서조절곤란의 평가,” 한국심리학회, 제26권, 제4호, pp.1015-1038, 2007.
- [62] C. E. Cutrona and D. W. Russel, “The provisions of socialrelationships and adaptations to stress,” *Advance in Personal Relationships*, Vol.1, pp.37-67, 1987.
- [63] P. J. Curran, S. G. West, and J. F. Finch, “The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis”. *Psychological methods*, Vol.1, No.1, p.16, 1996.
- [64] 이지현, 김수영, “문항묶음 : 원리의 이해와 적용,” 한국심리학회지, 제35권, 제2호, pp.327-353, 2016.
- [65] D. W. Russell, J. H. Kahn, R. Spoth, and E. M. Altmaier, “Analyzing data from experimental studies : A latent variable structural equation modeling approach,” *Journal of Counseling Psychology*, Vol.45, No.1, pp.18-29, 1998.
- [66] 홍서운, “대학생의 내현적 자기에 성향이 대인관계문제에 미치는 영향,” *청소년학연구*, 제21권, 제12호, pp.73-95, 2014.

저 자 소 개

김 세 광(Se-Kwang Kim)

정회원



- 2017년 8월 : 명지대학교 대학원 상담심리학과, 석사
- 2015년 4월 ~ 2016년 6월 : 명지대학교 사회교육대학원 상담심리학과 연구조교
- 2016년 7월 ~ 2017년 8월 : 명지 통합치료연구센터 연구조교

- 2017년 8월 ~ 2017년 12월 : 청소년 가치있는 누림 교육복지센터 간사
- 2018년 2월 ~ 현재 : 군포시청소년상담복지센터 시간제 청소년 동반자
- 2018년 3월 ~ 현재 : 15세 상담연구소 객원 연구원 <관심분야> : 청소년상담, 정신건강, 자기에.

홍 혜 영(Hye-Young Hong)

중신회원



- 2006년 2월 : 이화여자대학교 대학원 심리학과 상담심리전공, 박사
- 2008년 9월 ~ 현재 : 명지대학교 사회교육대학원 상담심리학과 주임교수

- 2013년 3월 ~ 현재 : 명지대학교 대학원 심리재활학 과간협동과정 교수
- <관심분야> : 청소년상담, 정신건강, 적응, 대인관계, 성격