

불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 완벽주의와 자존감의 매개효과: 성차 검증

박 현 주[†]

동국대학교-서울

정 대 용

아주대학교

본 연구에서는 이론 및 선행 연구에 근거하여 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 완벽주의와 자존감의 매개효과를 검증하고, 구조 모형에서 남녀 차이를 알아보고자 하였다. 대학생 226명(여학생 138명, 남학생 88명)이 연구에 참여하였으며 AMOS 7.0 프로그램을 사용하여 모형 검증을 실시하였다. 전체 집단을 대상으로 모형 검증을 실시한 결과, 불안정 애착이 심리적 고통에 미치는 직접적인 영향을 같이 고려한 부분매개모형이 직접적인 영향을 배제한 완전매개모형보다 더 우수한 모형으로 나타났다. 구조 모형에 대한 성차를 검증하기 위해 다집단 분석(multi-group analysis)을 실시하였으나, 형태동일성 검증 단계에서 여학생과 남학생에 대한 구조 모형이 다른 것으로 나타났다. 여학생의 경우 부분매개모형이 자료를 더 잘 설명하였으며, 남학생의 경우 완전매개모형이 더 우수한 모형으로 나타났다. 따라서 각각의 모형에 대한 경로계수를 탐색하였으며, 여학생 집단의 경우 불안정 애착이 모형의 다른 변인들에 미치는 영향이 강한 반면, 남학생 집단에서는 이러한 영향이 상대적으로 약한 것으로 나타났다. 본 연구 결과의 이론적 함의를 논의하였으며, 심리적 개입에 있어서 성차를 고려한 함의점을 제안하였다.

주요어 : 불안정 애착, 완벽주의, 자존감, 매개효과, 성차

[†] 교신저자 : 박현주, 동국대학교 교육학과, (100-715) 서울시 중구 필동 3가 26번지
Tel : 02-2260-3383, E-mail : hjpark@dongguk.edu

애착과 심리적 적응에 대한 연구는 원래 유아와 아동을 대상으로 시작되었으나, 생애 초기의 애착 행동과 관계 양상이 아동기를 훨씬 넘어선 시점까지 영향을 미친다는 이론적 주장 및 경험적 연구에 따라(Collins & Read, 1990; Skolnick, 1986), 대학생과 후기 청소년을 대상으로 성인 애착과 심리적 적응의 다양한 지표 간의 관계를 살펴보는 연구들이 증가했다(Lopez & Brennan, 2000; Lopez, Mitchell, & Gormley, 2002). 애착의 스타일과 유형에 대해서는 여러 가지 모델이 있으며(Kurdek, 2002), 크게 안정적 애착과 불안정 애착으로 나누어진다. 안정적 애착은 정서적으로 교감하고 따뜻하게 보살피는 양육 관계에서 출발하며, 아동에게 편안함과 예측 가능성을 제공하고, 새로운 발달적 과제나 대인관계에서의 도전에 두려워하지 않고 접근할 수 있도록 도와준다(Bowlby, 1969). 반면 불안정 애착은 예측하기 어렵고 지나치게 엄격하며 지지적이지 않은 양육자와의 상호작용의 결과로 나타난다. 불안정 애착이 높은 사람들은 발달 과정에서 부딪치는 과제들을 다루는데 어려움을 겪고 개인적 적응 및 대인관계 적응에서 다양한 문제를 경험한다(Bowlby, 1973). Brennan, Clark과 Shaver(1998)는 불안정 애착이 크게 애착 불안과 애착 회피라는 두 가지 차원으로 구성될 수 있다고 제안했다. 애착 불안은 대인 관계에서 거부당하거나 버림받는 것에 대한 두려움으로 정의되며, 애착 회피는 가까운 대인 관계나 의존적 관계에 대한 두려움을 나타낸다(Brennan et al., 1998; Wei, Heppner, Russell, & Young, 2006).

애착과 심리적 고통 간의 직접적인 관련성은 여러 연구를 통해 밝혀졌으며, 연구 결과 전반적으로 인지적 과정, 정서적 자기-조절,

관계 행동에서 안정적 애착을 가진 사람들이 보다 적응적이고 긍정적이며, 불안정 애착을 가진 사람들이 부적응적이고 부정적인 결과와 관련되었다(Lopez & Brennan, 2000). 이와 더불어 최근 연구에서는 불안정 애착이 어떤 기제를 통해서 심리적 고통에 영향을 미치는지를 밝히는데 초점이 모아지고 있다(Lopez et al., 2002; Wei et al., 2006). 불안정 애착 양상을 가지고 있는 사람들의 근본적인 애착 형태를 변화시킴으로써 이들이 겪는 심리적 고통을 줄이는 것도 가능하지만, 애착 관련 행동이 아동기에서 성인기까지 계속된다는 것을 고려할 때(Bowlby, 1973, 1988) 애착 양상 자체를 변화시키는 것은 상대적으로 어려울 것으로 예상할 수 있다. 애착과 심리적 고통의 관계를 매개하는 변인에 대한 연구는 이 문제에 대한 답을 제시할 수 있을 것으로 기대된다. 이론적 측면에서 애착이 어떤 기제를 통해서 심리적 고통에 영향을 미치는지에 대한 이해를 넓힐 수 있을 뿐 아니라, 치료적 측면에서 심리학자들에게 실질적으로 치료적 개입을 할 수 있는 대상(매개변인)을 제공한다(Wei et al., 2006). 이와 같은 맥락에서, 본 연구에서는 대학생 집단을 대상으로 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 부적응적 완벽주의와 자존감의 매개효과를 살펴보고자 한다.

완벽주의(perfectionism)란 수행에 대해 극도로 높은 기준을 설정하고 결점이 없는 상태를 지향하는 성격 특질로 정의된다(Flett & Hewitt, 2002). 완벽주의는 일반적으로 다차원적(multidimensional) 구성개념으로 간주되며, 학자들에 따라서 적응적 완벽주의와 부적응적 완벽주의로 구별되기도 한다(Blankstein & Dunkley, 2002; Rice, Ashby, & Slaney, 1998). 적응적 완벽주의의 특징은 현실적으로 높은 기

대, 만족감이나 즐거움의 경험, 뛰어나고자 하는 욕구 등이다(Enns & Cox, 2002). 이와는 대조적으로 부적응적 완벽주의는 비현실적으로 높은 기대, 실패에 대한 두려움, 수행의 결과에 따라 변하는 자기 가치감 등의 특징을 보인다(Enns & Cox, 2002). Hewitt와 Flett(1991)가 개발한 다차원적 완벽주의 척도(Multidimensional Perfectionism Scale)의 사회적으로 부과된 완벽주의(Socially Prescribed Perfectionism) 하위요인은 다른 사람들이 “자신에 대해 비현실적으로 높은 기대를 가지고 자신을 엄격하게 평가하며 자신에게 완벽하도록 압박을 가한다”고 지각하는 성향을 말한다(p. 457). 사회적으로 부과된 완벽주의가 높은 사람들은 다른 사람들의 사랑과 승인을 얻기 위해 높은 기준에 도달해야 한다고 믿고 이러한 기대가 외부에서 부과되는 것이기 때문에 자신이 통제할 수 없다고 지각한다(Blatt, 1995). 사회적으로 부과된 완벽주의는 여러 경험적 연구를 통해서 우울, 불안, 섭식 장애, 성격 장애 등 다양한 정신 병리와 일관적인 관련성이 있는 것으로 나타났으며(Alden, Bieling, & Wallace, 1994; Hewitt & Flett, 1993), 완벽주의의 부적응적인 측면을 측정하는 대표적인 척도로 간주되었다(Blatt, 1995; Flett & Hewitt, 2002).

여러 이론가들이 부모로부터 사랑과 수용을 받고자 하는 아동의 욕구에 대해 부모가 이를 적절하게 제공하지 못할 경우 그 결과로 부적응적 완벽주의가 나타날 수 있다고 제안했다(Hamachek, 1978; Wei, Mallinckrodt, Russell, & Abraham, 2004). Sorotzkin(1998)에 따르면, 부적응적 완벽주의자들의 부모는 이들을 수용하지 않거나 일관적이지 않은 방식으로 수용하는 경향이 있다. 이들은 아동의 주관적인 경험 자체에 관심을 보이기보다는 어떤 수행을 보

일 것으로 기대되는 “객체(objects)”로서 관심을 보인다(Rice & Mirzadeh, 2000). 따라서 이런 부모 밑에서 성장한 부적응적 완벽주의자들은 자신의 정서적 욕구보다는 수행을 더 중요하게 여기도록 학습된다. 완벽한 수행을 보이면서 정서적 욕구를 표현하지 않는 것은 부모로부터 인정을 받을 가능성을 높이고 비판적이거나 처벌적인 반응을 피할 수 있도록 한다(Rice & Mirzadeh, 2000). 즉, 불안정 애착을 형성한 아동은 자신이 “완벽한” 사람이면 부모의 사랑과 인정을 받을 가능성이 높다는 것을 빨리 학습하게 된다(Wei et al., 2004). 성인 애착과 부적응적 완벽주의 간의 관련성을 살펴본 경험적 연구들은 그리 많지는 않지만, 불안정 애착과 부적응적 완벽주의 간의 정적 관련성은 일관적으로 지지되었다(장애경, 2006; Andersson & Perris, 2000; Rice & Mirzadeh, 2000). 또한 부적응적 완벽주의는 불안정 애착과 심리적 고통 간의 관계에서 중요한 매개변인으로 상정되었다(Wei et al., 2004; Wei et al., 2006). Wei 등(2004)은 구조방정식 모형을 사용해서 부적응적 완벽주의가 애착 불안과 우울 간의 관계에서 부분매개변인의 역할을 하며, 애착 회피와 우울 간의 관계에서는 완전매개변인의 역할을 한다고 보고했다. 즉, 불안정 애착은 그 자체로 우울과 관련되면서 동시에 부적응적 완벽주의(완벽해야만 다른 사람의 승인과 사랑을 얻을 수 있다는 신념)에 영향을 미치고 이러한 부적응적 완벽주의로 인해 우울이 높아지게 된다는 것이다. 또한 Wei 등(2006)은 종단 연구를 통해서 불안정 애착과 우울의 관계에서 부적응적 완벽주의와 비효과적인 대처의 매개효과를 연구했다. 연구자들은 2달 간격을 두고 수집한 자료에 기초하여 시점 1에서 측정한 부적응적 완벽주의와 비효

과적인 대처가 시점 1의 불안정 애착과 시점 2의 우울 간의 관계를 매개한다는 것을 밝혔다.

한편, 본 연구에서는 자존감을 불안정 애착과 심리적 고통 간의 관계를 매개하는 또 다른 변인으로 탐색하고자 한다. 애착 이론에 따르면 개인은 중요한 양육자와의 상호작용에 기초하여 내적 작동 모델(internal working model)을 발달시키며, 이러한 내적 작동 모델은 양육자가 자신을 아껴주고 반응을 보이는지에 대한 신념과 기대(나의 애착 대상은 믿을 만하고 의지할 만한가?)와 자기가 보살핌과 관심을 받을 만한 가치가 있는지에 대한 신념과 기대(나는 가치 있고 사랑스러운 사람인가?)로 구성된다(Bowlby, 1973). 즉, 중요한 대상과의 애착 양상에 근거하여 개인은 자신과 타인에 대한 모델 또는 표상을 형성하게 되며, 따라서 내적 작동 모델은 자기 가치감을 획득하고 유지하는 규칙 또는 조건과 관련된다. 불안정한 애착 관계는 내적 작동 모델에서 부정적으로 표상되며, 적절하게 반응하지 않는 양육자와의 상호작용은 내적 작동 모델에서 타인을 신뢰롭지 않은 존재로 표상하게 될 뿐만 아니라 자신을 지지와 애정을 받을 만한 가치가 없는 존재로 표상하게 된다(Roberts, Gotlib, & Kassel, 1996).

애착과 자존감의 관련성은 경험적 연구를 통해서 검증되었으며, 전반적으로 안정적 애착은 자존감과 정적 관계를, 불안정 애착은 자존감과 부적 관계를 보이는 것으로 나타났다(김선희, 오경자, 박중규, 이은정, 2001; Collins & Read, 1990; Bartholomew & Horowitz, 1991). 또한 자존감은 애착과 심리적 적응의 관계에서 매개변인 또는 조절변인으로 탐색되었다. Roberts 등(1996)은 불안정한 성인 애착과 우울의 관련성이 자기 가치에 대한 엄격하고

비현실적인 규칙을 나타내는 역기능적 태도 및 낮은 자존감에 의해서 매개된다는 것을 경험적으로 밝혔다. 즉, 불안정한 성인 애착은 역기능적 태도와 관련되며 이는 낮은 수준의 자기 가치감을 초래하고, 이러한 자존감의 결핍은 우울 증상의 증가와 연결된다는 것이다. 국내 연구에서는 이시은(2009)이 성인애착과 정서조절 양식의 관계에서 자존감의 중재효과를 보고했다. 여학생의 경우 자존감이 높은 집단이 낮은 집단에 비해 능동적 정서조절 양식과 회피분산적 정서조절 양식의 사용이 높았고, 남학생의 경우 자존감이 높은 집단이 낮은 집단에 비해 지지추구적 정서조절 양식의 사용이 높았다. 이는 성인 애착과 심리적 적응의 관계에서 자존감이 중요한 역할을 한다는 것을 시사한다.

사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감의 매개효과 검증과 더불어, 본 연구에서는 이 변인들의 매개효과에서 여성과 남성의 성차를 검증하고자 한다. 본 연구에서 주요 연구 변인으로 상정한 애착, 사회적으로 부과된 완벽주의, 자존감, 우울과 불안(심리적 고통의 측정 변인)은 모두 성차가 있는 것으로 나타나거나 혹은 성차에 대해 일관적이지 않은 결과가 보고되었다. 먼저 애착의 경우 성별에 따른 애착유형의 분포는 연구마다 상이한 결과가 나타났다(김광은, 2004). Bartholomew와 Horowitz(1991)는 여성이 남성보다 관계에 몰두하는 성향(불안 애착과 유사)이 높은 반면, 남성이 여성보다 관계를 거부하는 성향(회피 애착과 유사)이 더 강한 것으로 보고했다. Kirkpatrick과 Davis(1994)가 커플을 대상으로 한 종단 연구에서도 불안-회피 애착이 높은 여성과 회피적 애착이 높은 남성이 관계를 더 부정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 사회적

으로 부과된 완벽주의의 경우, 이를 남녀 간에 직접적으로 비교했을 때에는 차이가 없는 것으로 나타났다(Flett, Hewitt, Endler, & Tassone, 1995; Hewitt & Flett, 1991). 그러나 Joiner와 Schmidt(1995)의 연구에서는 사회적으로 부과된 완벽주의가 스트레스와 상호작용하여 우울에 영향을 미치는 소인-스트레스(diathesis-stress) 효과가 남자 대학생에서는 나타났지만 여자 대학생에서는 나타나지 않았다. 연구자들은 이 결과를 성역할 정체성(gender-role identity)과 연관 지어 설명했는데, 사회적으로 부과된 완벽주의가 다른 변인과 상호작용할 때 남녀 차이가 존재할 수 있으며, 완벽하지 못 하고 외부의 기대에 미치지 못 하는 것이 정형화된 남성 성역할에 더 부합하지 않을 수 있다는 것이다. 자존감의 경우, 대학생의 자존감을 구성하는 요인에 있어서 한국 대학생과 미국 대학생 간의 문화차가 존재할 뿐만 아니라 한국인 남녀 대학생 간에도 성차가 존재하는 것으로 보고되었다(홍기원, 2008). 즉, 자존감의 상호의존성 측면에서는 남녀 간 차이가 없었지만 독립성 차원에서는 남성이 여성보다 훨씬 독립적인 것으로 나타났다. 우울과 불안의 경우 여성이 남성보다 우울이 더 높다는 것은 널리 받아들여지고 있으며(하은혜, 오경자, 송동호, 2003; Piccinelli & Wilkinson, 2000) 불안 역시 여성이 더 많이 경험하는 것으로 보고되고 있다(Bourdon et al., 1988; Flett et al., 1995).

종합하면, 본 연구는 다음과 같은 목적을 가지고 수행되었다. 첫째, 선행 연구를 검토한 결과 불안정 애착이 심리적 고통에 영향을 미치는 과정에서 부적응적 완벽주의와 자존감이 매개변인으로 제안되었으나, 이 변인들의 효과는 독립적인 연구에서 따로 검증되었다. 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 다양한

변인들이 개입될 가능성을 고려할 때(Wei et al., 2006), 본 연구에서는 선행 연구에서 매개변인으로 제기된 부적응적 완벽주의(사회적으로 부과된 완벽주의)와 자존감을 동시에 매개변수로 설정하여 단일 모형에서 검증함으로써 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에 대한 보다 통합적인 설명을 하고자 시도하였다. 또한, 불안정 애착에서 부적응적 완벽주의와 자존감의 매개효과를 알아본 연구들은 거의 대부분 우울을 종속변인으로 사용했다(Roberts et al., 1996; Wei et al., 2004; Wei et al., 2006). 본 연구에서는 우울과 불안을 함께 사용하여 심리적 고통에 대한 잠재변인으로 측정함으로써 기존의 연구 결과를 보다 확장하고자 한다. 마지막으로, 본 연구에서 상정한 연구 변인들에서 남녀 차이가 존재함을 고려했을 때, 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 부적응적 완벽주의와 자존감의 매개효과가 여성과 남성에서 다르게 나타나는지, 만일 다르다면 어떤 양상으로 나타나는지 알아보기 위해 최종 구조모형에서 성차를 검증하고자 한다.

본 연구의 연구가설은 다음과 같다. 첫째, 불안정 애착은 심리적 고통에 직접적으로 정적인 영향을 미칠 것이다. 둘째, 부적응적 완벽주의는 불안정 애착과 심리적 고통의 관계를 매개할 것이다. 셋째, 자존감은 불안정 애착과 심리적 고통의 관계를 매개할 것이다. 넷째, 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감이 불안정 애착과 심리적 고통의 관계를 매개하는데 있어서 여성과 남성은 서로 다른 양상을 보일 것이다.

방 법

연구 대상

연구 참여자는 서울과 경기도 소재 4년제 대학교 2개교에 재학 중인 대학생 226명이었다. 참여자의 성별 분포는 여학생이 138명(61.1%), 남학생이 88명(38.9%)이었고 전체 평균 연령($N = 222$, 4명은 연령을 보고하지 않음)은 20.41세였다($SD = 2.16$). 참여자의 학년 별 분포는 1학년이 103명(45.6%), 2학년이 58명(25.7%), 3학년이 36명(15.9%), 4학년이 27명(11.9%), 4학년 이상이 2명(0.9%)이었다. 참여자의 전공은 인문계 및 사범계가 95명(42.0%)으로 가장 많았고, 자연계가 66명(29.2%), 사회과학 계열이 51명(22.6%)의 순서였다.

측정 도구

관계 척도 질문지(Relationship Scales Questionnaire: RSQ)

성인 애착을 측정하기 위해 Griffin과 Bartholomew(1994)가 개발한 관계 척도 질문지(RSQ)를 사용하였다. Griffin과 Bartholomew(1994)는 Hazan과 Shaver(1987)의 3유형 성인애착 척도, Bartholomew와 Horowitz(1991)의 관계 질문지, 그리고 Collins와 Read(1990)의 성인 애착 질문지의 문항들을 참고하여 RSQ를 제작했다. RSQ는 총 30문항으로 구성되며, 5점 리커트 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다)에서 반응하도록 되어 있다. 30문항 중에서 Griffin과 Bartholomew(1994)의 애착 패턴 모델에 기초하여 안정형(secure; 5문항), 거부형(dismissing; 5문항), 의존형(preoccupied; 4문항), 두려움형(fearful; 4문항)의 네 가지 하위 척도가 사용된다. 정민형(2003)은 안정형을 안정 애착으로, 거부형, 의존형, 두려움형을 불안정

애착으로 사용했다. RSQ의 내적 일관성 계수는 .61로 보고되었으며(정민형, 2003), 본 연구에서는 안정 애착이 .54, 불안정 애착이 .78로 나타났다.

다차원적 완벽주의 척도(Multidimensional Perfectionism Scale: MPS)

부적응적 완벽주의를 측정하기 위해 Hewitt와 Flett(1991)가 개발하고 한기연(1993)이 번안한 다차원적 완벽주의 척도(MPS) 중에서 사회적으로 부과된 완벽주의 하위척도를 사용하였다. MPS는 완벽주의의 대상과 방향에 따라서 자기 지향적 완벽주의(Self-Oriented Perfectionism), 타인 지향적 완벽주의(Other-Oriented Perfectionism), 사회적으로 부과된 완벽주의(Socially Prescribed Perfectionism)의 3가지 하위차원으로 이루어져 있다. 자기 지향적 완벽주의는 스스로에 대해 극단적으로 높은 기준을 세우고 스스로 완벽하고자 하는 동기를 반영한다. 타인 지향적 완벽주의는 중요한 타인의 수행이나 행동에 대해 비현실적인 기준을 적용하는 성향이며, 사회적으로 부과된 완벽주의는 다른 사람들이 자신에 대해서 극단적으로 높은 기준을 가지고 있다고 지각하는 성향이다. 각각의 하위차원은 15문항으로 구성되어 있으며, 참여자는 총 45문항에 대해 7점 리커트 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 7 = 매우 그렇다)에서 반응하게 된다. 각 하위차원의 내적 합치도는 Hewitt와 Flett(1991)의 연구에서 자기 지향적 완벽주의 차원이 .86, 타인 지향적 완벽주의 차원이 .82, 사회적으로 부과된 완벽주의 차원이 .87로 나타났다. 김현정과 손정락(2006)의 연구에서 자기 지향적 완벽주의 차원이 .86, 타인 지향적 완벽주의 차원이 .70, 사회적으로 부과된 완벽주의 차원이 .71로 보고되었다. 본 연구에

서 내적 일관성 계수는 자기 지향적 완벽주의 차원이 .90, 타인 지향적 완벽주의 차원이 .77, 사회적으로 부과된 완벽주의 차원이 .76이었다.

Rosenberg 자존감 척도(Rosenberg Self-Esteem: RSE)

자존감을 측정하기 위해 Rosenberg(1965)가 개발하고 전병재(1974)가 번안한 Rosenberg 자존감 척도(RSE)를 사용하였다. RSE는 전반적인 자기 가치감을 측정하는 대표적인 질문지다. RSE는 총 10문항으로 구성되어 있으며 긍정적 자아존중감을 측정하는 5문항과 부정적 자아존중감을 측정하는 5문항이 있다. 참여자는 4 점 리커트식 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 4 = 확실히 그렇다) 상에서 응답한다. RSE는 여러 연구에서 적절한 수준의 신뢰도와 타당도를 가진 것으로 보고되었다(Corwyn, 2000). 이시은(2009)의 연구에서 내적 일관성 계수는 .82였으며, 본 연구에서 RSE의 내적 합치도 계수 역시 .82이었다.

간이 증상 질문지(Brief Symptom Inventory: BSI)

Derogatis와 Spencer(1982)가 개발하고 김광일, 김재환 및 원호택(1984)이 번안한 간이 증상 질문지(BSI)를 사용하여 심리적 고통을 측정하였다. BSI는 총 53문항으로 구성되어 있으며 참여자는 각 문항에 대하여 지난 1주일 동안의 심리상태를 고려해서 5점 리커트식 척도(0 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)에서 응답한다. BSI는 총 9개 증상 차원(신체화, 강박증, 대인민감성, 우울, 불안, 적대감, 공포 불안, 편집증, 정신증)에 대한 점수를 구할 수 있으며, 전반적 심리 증상 지수(Global Severity Index)를 이용해 전반적 심리적 고통의 정도에

대한 정보도 얻을 수 있다. Derogatis와 Spencer(1982)는 BSI의 2주 간격 검사-재검사 신뢰도를 .90으로 보고하였으며, 이동귀와 박현주(2009)의 연구에서 신뢰도는 .97이었다. 본 연구에서 BSI 53문항에 대한 내적합치도 계수는 .96이었다.

측정변수의 구성

본 연구에서 잠재변수는 불안정 애착, 사회적으로 부과된 완벽주의, 자존감, 심리적 고통이었으며, 다음과 같이 각각의 잠재변수에 대한 측정변수를 선정하여 모형을 구성하였다. 먼저, 불안정 애착 잠재변수를 측정하기 위해 정민형(2003)에 따라 거부형, 의존형, 두려움형 하위척도를 측정변수로 선정하였다. 그러나 세 하위척도의 내적 합치도 계수를 살펴본 결과 거부형($\alpha = .61$)과 두려움형($\alpha = .78$)은 양호한 것으로 나타난 반면 의존형의 경우 내적 합치도 계수가 지나치게 낮았다($\alpha = .38$). 따라서 의존형을 제외한 거부형과 두려움형을 불안정 애착의 측정변수로 사용하였다. 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감 잠재변수에 대한 측정변수를 구성하기 위해 Russell, Kahn, Spoth와 Altmaier(1998)의 제안에 따라서 각각의 잠재변수에 대해 세 개의 덩이(parcel)를 구성했다. 먼저 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감 척도 각각에 대해 요인 수를 1로 고정하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그리고 요인부하량의 절대값에 기초하여 큰 값에서 작은 값으로 순서를 정하고, 문항들을 차례대로 세 개의 덩이에 할당했다. 10문항으로 구성된 자존감 척도의 경우 10문항을 요인부하량의 크기에 따라 순서를 정하고 첫 번째 덩이에 1, 4, 7, 10번째 문항이, 두 번째 덩이에 2, 5, 8번째 문항이, 세 번째 덩이에 3, 6, 9번째 문항

이 속하게 된다. 덩이마다 문항의 수가 다르기 때문에 평균값을 사용하였다. 마지막으로 심리적 고통 잠재변수를 측정하기 위해 간이 증상 질문지에서 우울과 불안 하위척도를 사용했다(김민선, 서영석, 2009).

자료 분석

본 연구에서는 먼저 연구 변인들에 대한 기초 통계로 평균, 표준편차, 변인 간 상관 등을 산출하였으며, 다변량 분산분석(MANOVA)을 사용하여 연구 변인들이 성별에서 차이가 있는지를 검증하였다. 매개효과 검증을 위해서 AMOS 7.0 프로그램의 최대우도 추정법(maximum likelihood estimation)을 사용하여 측정모형과 구조모형을 검증하였다. 모형의 적합도를 판단하기 위해 χ^2 통계치와 함께 Comparative Fit Index(CFI), Tucker-Lewis Index(TLI), Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA)의 세 가지 적합도 지수를 함께 고려하였다. CFI는 .95 이상일 경우 자료에 대한 모형의 적합도가 좋은 것을 의미하며(Hu & Bentler, 1999), TLI는 .90 이상일 경우 모형의 적합도가 좋은 것을 의미한다(홍세희, 2000).

RMSEA는 .05보다 작으면 좋은 적합도, .08보다 작으면 괜찮은 적합도, .10보다 작으면 보통 적합도, .10보다 크면 나쁜 적합도를 의미한다(홍세희, 2000). 그리고 최종 구조모형에 대해서 성차를 검증하기 위해 다집단 분석(multi-group analysis)을 실시하였다.

결 과

기초 통계 분석

연구 변인에 대한 기초 통계 분석으로, 연구 변인들의 평균, 표준편차, 첨도, 왜도 및 변인들 간의 상관을 산출하고 그 결과를 표 1에 제시하였다. 상관분석 결과에서는 개념적으로 예측된 바와 같이, 거부형 애착, 두려움형 애착, 사회적으로 부과된 완벽주의, 우울, 불안은 서로 유의한 정적 상관을 보였다. 상관 크기의 범위는 .33(사회적으로 부과된 완벽주의와 우울 간 상관)부터 .71(우울과 불안 간 상관)이었다. 반면 자존감은 다른 모든 변인들과 유의한 부적 상관을 나타냈으며, 상관 크기의 범위는 -.15(거부형 애착과 자존감)부터

표 1. 측정 변인 간의 상관 및 평균, 표준편차, 첨도, 왜도

변인	1	2	3	4	5	6	M	SD	첨도	왜도
1. 거부형 애착	---						10.95	3.35	.73	.35
2. 두려움형 애착	.52**	---					8.75	3.54	.82	.33
3. 사회적으로 부과된 완벽주의	.18**	.42**	---				60.37	10.52	.57	1.21
4. 자존감	-.15*	-.28**	-.25**	---			30.49	4.48	-.34	-.12
5. 우울	.38**	.49**	.33**	-.47**	---		1.11	.91	.93	.35
6. 불안	.40**	.49**	.42**	-.30**	.71**	---	.89	.82	1.31	1.65

주. * $p < .05$, ** $p < .01$, $N = 226$.

표 2. 남녀별 측정 변인 간 상관

변인	1	2	3	4	5	6
1. 거부형 애착	---	.60**	.15	-.07	.26*	.31**
2. 두려움형 애착	.47**	---	.27*	-.24*	.31**	.34**
3. 사회적으로 부과된 완벽주의	.21*	.50**	---	-.11**	.30**	.35**
4. 자존감	-.23**	-.32**	-.33**	---	-.57**	-.26*
5. 우울	.49**	.60**	.34**	-.42**	---	.68**
6. 불안	.49**	.58**	.46**	-.31**	.73**	---

주. 대각선 아래쪽은 여학생에 대한 상관분석 결과이며($n = 138$) 대각선 위쪽은 남학생에 대한 결과임($n = 88$).

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

-.47(우울과 자존감)이었다. 측정 변인들의 첨도(skewness)의 절대값은 2를, 왜도(kurtosis)의 절대값은 7을 넘지 않는 것으로 나타나 다변량 정규분포 가정을 충족하였다. 따라서 모형 검증에서 최대우도법을 사용하는 것이 적절한 것으로 나타났다(West, Finch, & Curran, 1995). 또한 성별에 따른 변인들 간의 상관 결과를 표 2에 제시하였다. 여학생($n = 138$)과 남학생($n = 88$)에 대한 상관 결과는 전체 표본을 대

상으로 한 것과 유사했으나, 남학생의 경우 거부형 애착과 사회적으로 부과된 완벽주의, 거부형 애착과 자존감, 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감 간의 상관이 유의하지 않은 것으로 나타났다.

성별에 대한 차이검증

연구 변인들이 성별에 따라 차이가 있는지

표 3. 성별에 따른 다변량 분산분석 결과

변인	여학생 ($n = 138$)		남학생 ($n = 88$)		$F(1, 224)$	부분 η^2
	M	SD	M	SD		
거부형 애착	10.46	3.30	11.72	3.30	7.73**	.03
두려움형 애착	8.58	3.64	9.02	3.38	.84	.00
사회적으로 부과된 완벽주의	60.37	10.44	60.38	10.70	.00	.00
자존감	30.09	4.67	31.10	4.10	2.74	.01
우울	1.17	.95	1.01	.84	1.67	.01
불안	.93	.83	.83	.81	.84	.00

주. ** $p < .01$, $N = 226$.

검증하기 위해 다변량 분산분석(MANOVA)을 실시하고 그 결과를 표 3에 제시하였다. Box의 동질성 검정결과 집단 동질성 가정이 충족되지 않았으므로 $[F(21, 126085.72) = 1.68, p < .05]$ Pillai's Trace 값을 살펴보았다. 그 결과 연구 변인들의 평균의 차이는 다변량 분산분석 전체에 대해서 유의하였다(Pillai's Trace = .07, $F(6, 219) = 2.83, p < .001$, 부분 $\eta^2 = .07$). 성별에 따른 평균 차이를 종속 변인별로 살펴보면, 남학생이 여학생보다 거부형 애착이 유의하게 더 높았으며 다른 변인들에서는 성별에 따라 평균 차이가 유의하지 않았다(표 3).

측정모형 검증

본 연구에서 설정한 모형의 측정변수들이 해당 잠재변수를 적절하게 측정하는지 알아보기 위해 측정모형을 검증하였다. 분석 결과 측정모형의 적합도가 적절한 것으로 나타났다: $\chi^2(29, N = 226) = 73.59, p < .001$, CFI = .96, TLI = .93, RMSEA = .08(90% 신뢰구간 = .06 - .11). 10개의 측정변수의 해당 잠재변수에 대한 요인부하량은 모두 $p < .001$ 수준에서 유의했다. 이 결과는 모델의 모든 잠재변수들이 해당 측정변수들에 의해 잘 대표되는 것을 의미하며, 따라서 이 측정모형을 사용하여 구조모형을 검증하였다.

구조모형 검증

불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감의 매개효과를 알아보기 위해 구조모형을 검증하였다. Holmbeck(1997)이 제안한 매개효과 검증 절차에 따라서 먼저 예언변인인 불안정 애착이 결

과변인인 심리적 고통에 미치는 직접 효과를 검증하였다. 검증 결과 불안정 애착은 심리적 고통에 유의한 영향을 미쳤다($\beta = .72, p < .001$). 다음으로 매개변인인 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감을 모형에 투입하고 먼저 부분매개모형을 검증하였다. 검증 결과 부분매개모형은 자료에 적합한 것으로 나타났다: $\chi^2(30, N = 226) = 76.06, p < .001$, CFI = .96, TLI = .93, RMSEA = .08(90% 신뢰구간 = .06 - .11). 모형의 모든 경로 계수가 $p < .001$ 수준에서 유의했으나 사회적으로 부과된 완벽주의에서 심리적 고통으로 가는 경로 계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다($\beta = .10, p > .05$).

다음으로 예언변인인 불안정 애착에서 결과변인인 심리적 고통으로 가는 직접 경로를 제거한 완전매개모형을 경쟁모형으로 검증하였다. 검증 결과 완전매개모형의 적합도는 양호한 것으로 나타났다: $\chi^2(31, N = 226) = 110.01, p < .001$, CFI = .92, TLI = .89, RMSEA = .11(90% 신뢰구간 = .09 - .13). 부분매개모형과 완전매개모형의 적합도 차이를 알아보기 위해 χ^2 차이검증을 실시한 결과 유의한 차이가 있었다($\Delta\chi^2(1, N = 226) = 33.95, p < .001$). 따라서 직접 경로를 더한 부분매개모형의 설명력이 완전매개모형보다 유의하게 더 높은 것으로 나타났으며, 또한 적합도 지수에서도 완전매개모형에 비해서 부분매개모형의 CFI와 TLI가 더 높았으며 RMSEA가 더 낮았다. 따라서 부분매개모형을 최종 모형으로 채택하였다(그림 1).

그림 1을 보면 불안정 애착은 사회적으로 부과된 완벽주의에 정적 영향을 미치고 자존감에 부적 영향을 미치며, 다시 자존감은 심리적 고통에 부적 영향을 미치는 것으로 나타

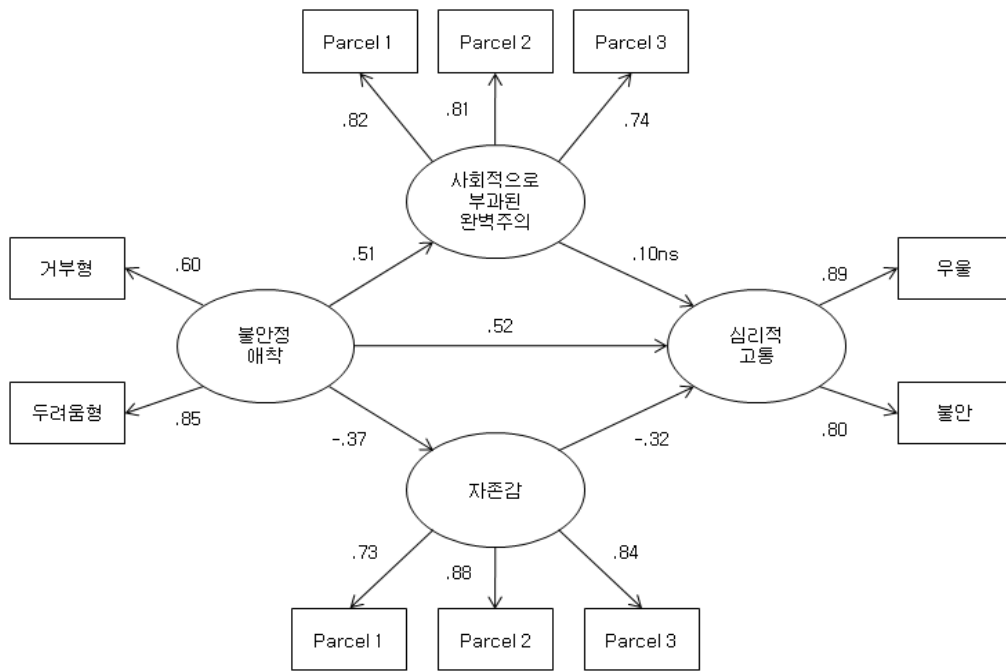


그림 1. 전체 집단의 구조모형(N = 226)

주. 모든 경로 계수는 표준화된 계수로 $p < .001$ 에서 유의함. ns = 유의하지 않음.

났다. 그러나 사회적으로 부과된 완벽주의가 자존감과 동시에 매개 변인으로 투입되었을 때 심리적 고통에 유의한 영향을 미치지 않았다. 자존감의 부분매개효과의 유의성을 검증하기 위해 Sobel 검증을 실시하였다. Sobel 검증 결과 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 자존감의 매개효과의 Z값은 3.14로, 산출된 Z값의 임계치인 $|1.96|$ 보다 컸다. 따라서 이는 Z값이 유의한 것으로($p < .05$) 자존감의 매개효과가 유의한 것으로 나타났다.

성별에 따른 모형검증

앞서 확인한 구조모형에 대하여 성별에 따른 차이가 있는지를 알아보기 위해 AMOS 7.0 프로그램을 사용하여 다집단분석(multi-group

analysis)을 실시하였다. 이를 위해서 세 가지 검증 과정을 거치게 되는데, 우선 구조모형이 여학생과 남학생에서 동일한지를 검증하고(형태동일성 검증), 두 집단에서 측정변수들이 잠재변수를 동일하게 구현하고 있는지를 검증한 뒤(측정동일성 검증), 마지막으로 구조모형의 경로계수가 두 집단에서 동일한지를 검증하게 된다(구조동일성 검증)(Hong, Malik, & Lee, 2003).

먼저 형태동일성을 검증하기 위해 자료에 가장 적합한 것으로 나타난 구조모형이 여학생과 남학생에서 동일한지를 검증하였다. 먼저 여학생 집단의 경우 구조모형인 부분매개모형이 자료에 적합한 것으로 나타났다: $\chi^2(30, N = 138) = 48.26, p < .001, CFI = .97, TLI = .96, RMSEA = .07(90\% \text{ 신뢰구간} = .03 -$

.10). 여학생 집단의 경쟁모형인 완전매개모형의 적합도는 그다지 좋지 않은 것으로 나타났다: $\chi^2(31, N = 138) = 92.87, p < .001, CFI = .91, TLI = .86, RMSEA = .12(90\% \text{ 신뢰구간} = .09 - .15)$. 또한 부분매개모형과 완전매개모형의 적합도 차이를 알아보기 위해 χ^2 차이검증을 실시한 결과 유의한 차이가 있었다 [$\Delta\chi^2(1, N = 138) = 44.61, p < .001$]. 따라서 구조모형인 부분매개모형이 자료에 더 적합한 것으로 나타났다.

다음으로 남학생 집단의 경우 구조모형인 부분매개모형은 자료에 적합한 것으로 나타났다: $\chi^2(30, N = 88) = 47.33, p < .001, CFI = .95, TLI = .93, RMSEA = .08(90\% \text{ 신뢰구간} = .03 - .12)$. 한편 남학생 집단의 경쟁모형인 완전매개모형의 적합도 역시 좋은 것으로 나타났다: $\chi^2(31, N = 88) = 48.29, p < .001, CFI = .95, TLI = .93, RMSEA = .08(90\% \text{ 신뢰구간} = .03 - .12)$. 부분매개모형과 완전매개모형의 적합도 차이를 알아보기 위해 χ^2 차이검증을 실시한 결과 유의한 차이가 없었다 [$\Delta\chi^2(1, N = 88) = 0.96, p > .05$]. 따라서 남학생 집단의 경우 경쟁모형인 완전매개모형이 부분

매개모형과 비교해서 자유도가 적으면서도 설명력에서 유의한 차이가 없었으므로 간명성을 고려하여 완전매개모형이 자료에 더 적합한 모형으로 채택되었다.

측정동일성과 구조동일성을 검증하기 위해서는 형태동일성 가정이 먼저 충족되어야 하는데(Hong et al., 2003), 형태동일성 검증 단계에서 여학생 집단과 남학생 집단에서 자료를 가장 잘 설명하는 구조모형이 서로 다르게 나타났다으므로 측정동일성 및 구조동일성 검증을 실시하지 않았다. 여학생 집단의 경우 부분매개모형이, 남학생 집단의 경우 완전매개모형이 최적의 모형인 것으로 나타났으며, 각각의 모형과 경로계수를 그림 2에 제시하였다. 여학생 집단에 대한 부분매개모형의 경우 불안정 애착이 사회적으로 부과된 완벽주의를 설명하는 계수($\beta = .66$), 불안정 애착이 자존감을 설명하는 계수($\beta = -.48$), 불안정 애착이 심리적 고통을 설명하는 계수($\beta = .98$)가 모두 유의했다($p < .001$). 사회적으로 부과된 완벽주의에서 심리적 고통으로 가는 계수($\beta = .20$)와 자존감에서 심리적 고통으로 가는 계수($\beta = -.07$)는 유의하지 않은 것으로 나타났다($p >$

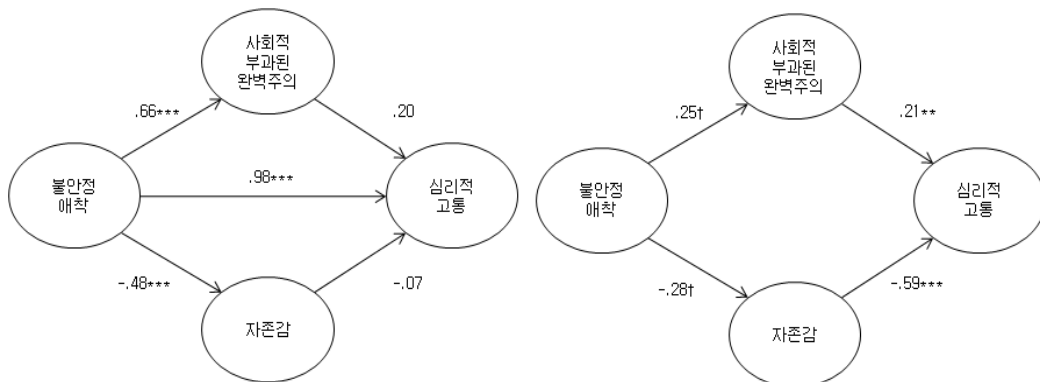


그림 2. 여학생 집단의 구조모형(왼쪽, $n = 128$)과 남학생 집단의 구조모형(오른쪽, $n = 88$)

주. † $p < .10$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

.05). 남학생 집단에 대한 완전매개모형의 경우 불안정 애착이 사회적으로 부과된 완벽주의를 설명하는 계수($\beta = .25$)와 불안정 애착이 자존감을 설명하는 계수($\beta = -.28$)는 $p < .10$ 수준에서 유의한 것으로 나타나, 불안정 애착이 매개변인에 미치는 영향이 여학생 집단보다 낮은 것으로 나타났다. 사회적으로 부과된 완벽주의에서 심리적 고통으로 가는 계수($\beta = .21, p < .01$)는 유의했으며, 여학생 집단과 달리 자존감에서 심리적 고통으로 가는 계수($\beta = -.59, p < .001$) 역시 유의했다.

논 의

본 연구에서는 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에 있어서 선행 연구결과에서 밝혀진 부적응적 완벽주의(사회적으로 부과된 완벽주의)와 자존감의 매개효과를 동시에 고려한 모델을 설정하여 이를 검증하고, 구조모형에 있어서 남녀 차이를 검증하였다. 본 연구 결과를 이론 및 선행 연구 결과에 비추어 논의하면 다음과 같다.

먼저 전체 집단을 대상으로 한 매개효과 검증에서 부분매개모형이 완전매개모형보다 자료를 더 잘 설명하는 것으로 나타났다. 즉, 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감이 매개변인의 역할을 하면서 동시에 예언변인인 불안정 애착이 결과변인인 심리적 고통에 미치는 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 선행 연구결과와 일관적인 결과로(Wei et al., 2004), 불안정 애착은 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감을 통해서 심리적 고통에 간접적인 영향을 미치면서 동시에 불안정 애착이 심리적 고통에 미치는 직접적인 영향 역시 여전히 유

효하다.

다음으로 매개 효과에 대해서 살펴보면, 자존감의 경우 불안정 애착이 자존감에 유의한 영향을 미치고 다시 자존감이 심리적 고통에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기존 연구와 일치하는 결과로(Roberts et al., 1996), 관계를 거부하거나 두려워하는 애착 양상을 가진 사람들은 자존감이 낮아지고 낮은 자존감으로 인해 우울이나 불안을 경험하게 된다. 한편 사회적으로 부과된 완벽주의의 경우, 불안정 애착이 사회적으로 부과된 완벽주의에 유의한 영향을 미쳤으나 사회적으로 부과된 완벽주의가 심리적 고통에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타나서 매개변인의 역할을 하지 않는 것으로 나타났다. 이는 부적응적 완벽주의가 불안정 애착과 우울의 관계에서 유의한 매개변인인 것으로 나타난 기존 연구결과와 다른 결과다(장애경, 2006; Wei et al., 2004; Wei et al., 2006). 기존 연구에서는 애착과 우울의 관계에서 부적응적 완벽주의만을 매개변인으로 사용하거나(장애경, 2006; Wei et al., 2004) 비효율적인 대처를 부적응적 완벽주의와 동시에 매개변인으로 고려했다(Wei et al., 2006). Wei 등(2006)의 연구에서는 부적응적 완벽주의와 비효율적인 대처의 매개효과를 동시에 검증한 결과, 두 변인의 매개효과가 모두 존재했다. 그러나 본 연구에서 자존감과 사회적으로 부과된 완벽주의의 매개효과를 동시에 살펴본 결과 자존감의 매개효과는 유의하게 유지된 반면, 사회적으로 부과된 완벽주의의 매개효과는 약화된 것이다. 이는 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 자존감의 상대적 중요성을 시사하는 결과로 볼 수 있다.

이러한 결과는 성인 애착과 심리적 고통의

관계에 대한 자기-조직 모델(self-organizational model)과 관련지어 생각해 볼 수 있다(Lopez et al., 2002). 최근 애착 이론가들은 성인 애착 지향성이 상위 자기-조직 과정과 관련되며, 상위 자기-조직 과정에는 스스로의 내적 상태를 적절하게 평가하고 관찰하면서 동시에 중요한 타인의 심리 상태를 정확하게 추론할 수 있는 능력이 포함된다고 보았다. Fonagy 등(1995)은 이러한 능력을 “반영적 자기 기능(reflective self functions)”이라고 했다. Lopez 등(2002)에 따르면 불안정 애착을 가진 사람은 이러한 자기 반영 기능이 떨어지고 보다 불안정하고 진정성이 약한 자기 구조를 경험하며, 이로 인해 심리적 고통을 경험할 위험성이 높아진다고 보았다. Lopez 등(2002)은 이러한 약화된 자기 구조 및 자기 조절 능력이 성인 애착과 심리적 고통의 관계를 매개한다고 가정하고, 경험적 연구를 통해서 자기-분리(self-splitting)와 자기-숨김(self-concealment)이 애착과 심리적 고통의 관계를 매개함을 밝혔다. 자존감이 자기 구조와 자기 개념의 대표적 지표임을 고려할 때, 불안정 애착과 심리적 고통의 관계에서 자존감의 매개 효과가 나타난 본 연구 결과는 애착과 심리적 고통의 자기-조직 모델을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구에서 가장 흥미로운 결과는 구조모형에 대한 성차 검증 결과로 볼 수 있다. 여학생 집단과 남학생 집단의 구조모형 및 계수를 살펴보았을 때 가장 큰 차이는 예언변인인 불안정 애착이 매개변인과 결과변인에 미치는 영향의 차이이다. 여학생의 경우 불안정 애착이 결과변인인 심리적 고통과 매개변인인 사회적으로 부과된 완벽주의 및 자존감에 모두 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 전체 집단을 대상으로 모형 검증을 했을 때는 자존

감의 유의한 매개효과가 나타났으나 여학생 집단을 따로 분리해서 살펴보았을 때에는 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감에서 심리적 고통으로 가는 경로가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 여학생의 경우 심리적 고통, 사회적으로 부과된 완벽주의, 자존감 모두에서 불안정 애착의 직접적인 영향이 크다는 것을 알 수 있다. 반면, 불안정 애착이 함께 고려되면 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감이 심리적 고통에 미치는 영향은 상대적으로 작다는 것을 알 수 있다.

남학생 집단의 구조모형 및 계수를 살펴보면, 여학생 집단과 달리 불안정 애착이 심리적 고통에 집적적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며 불안정 애착이 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감에 미치는 영향도 상대적으로 작았다. 그러나 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감은 심리적 고통에 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 남학생의 경우 애착의 양상과 관계없이 완벽하지 못 하고 자신이 중요한 타인의 기대에 미치지 못 한다고 지각하는 것이 우울 또는 불안과 연결된다는 것을 의미하며, 이는 Joiner와 Schmidt(1995)의 제안대로 외부의 기대에 미치지 못 한다는 지각이 정형화된 남성 성역할 정체성(gender role-identity)에 더 부합하지 않기 때문에 심리적 고통을 초래한다고 볼 수 있다. 또한 자존감의 경우 여러 자존감 영역 중에서 남성이 여성에 비해 개인적 자기와 자기-만족 자존감이 더 높다는 메타 분석 연구 결과(Gentile et al., 2009)를 고려하면, 남학생의 자존감과 심리적 고통이 더 밀접한 관련성을 가지고 있다고 볼 수 있다.

본 연구에서 나타난 이러한 남녀 간의 차이는 애착과 심리적 고통의 관계에서 부적응적

완벽주의와 자존감의 매개효과를 입증한 선행 연구들(Roberts et al., 1996; Wei et al., 2004; Wei et al., 2006)에서 성차를 살펴보지 않았다는 것을 고려하면 그 의미가 더 크다. 본 연구 결과를 고려했을 때 선행 연구에서 성차를 같이 살펴보았다면 애착과 심리적 고통의 관계에서 남녀 차이에 대한 보다 의미 있는 결과를 얻을 수 있었을 것으로 생각된다. 그러나 본 연구 결과에 기초해서 일반화된 결론을 도출하기는 어렵기 때문에 앞으로 이에 대한 후속 연구가 요구되며, 추후 연구에서 애착과 심리적 고통에 대한 매개변인 또는 중개변인을 포함하는 모형 검증시 성차를 같이 검증할 필요성이 제기된다.

성차에 대한 이러한 결과는 대학생 상담 장면에서 불안정 애착 또는 우울 및 불안과 같은 심리적 고통을 호소하는 학생들에 대한 치료적 시사점을 제공한다. 먼저, 우울이나 불안을 호소하는 여학생의 경우 이들의 현재 애착 양상을 살펴보고 초기 애착의 형성 과정, 중요한 타인과의 관계 및 이들이 경험하는 심리적 고통에서 애착의 영향을 탐색하는 것이 중요할 것으로 시사된다. 또한 여학생 집단에서 불안정 애착이 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감에 미치는 영향을 고려해 볼 때, 이들의 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감 역시 불안정 애착의 맥락을 같이 고려하여 이해하는 것이 필요할 것으로 보인다. 일반적으로 여성이 타인과의 연결을 더 강조하고 관계 지향적 특성을 가질 가능성이 더 높으며(Gilligan, 1982) 관계의 형성과 유지에 있어서 상대방의 평가가 중요한 영향을 미치고 이에 대한 두려움이나 불안이 자신에 대한 평가에 영향을 미칠 수 있다(정태연, 최상진, 강진경, 2000). 따라서 사회적으로 부과된 완벽주의의 경우 자

신에게 높은 기대를 가지고 완벽하도록 압박을 가한다고 지각하는 중요한 타인과의 관계를 탐색하고 그 사람의 평가가 자신의 심리적 고통과 어떤 관련성을 가지는지 지각하도록 돕는 것이 필요하다. 또한 자존감의 경우 중요한 타인과의 관계의 질 및 중요한 타인의 자신에 대한 평가가 자기 가치감에 미치는 영향을 탐색해 볼 수 있다. 심리적 고통을 호소하는 남학생의 경우 사회적으로 부과된 완벽주의와 자존감의 매개효과가 유의하게 나타났으므로, 예언 변인인 불안정 애착보다는 매개변인들에 대한 직접적인 치료적 개입이 치료의 효과를 높일 수 있을 것으로 기대된다. 내담자의 부적응적 완벽주의의 근원 및 타인의 승인을 얻으려는 과도한 욕구를 확인하고, 완벽주의와 관련된 부정적 자동적 사고를 파악하여 이를 재구성하는 것이 한 가지 개입 전략이 될 수 있다(Wei et al., 2004). 또한 내담자의 자존감의 원천을 파악하고 자존감의 수준을 높이며 이를 유지하도록 돕는 것이 필요하다. 자존감이 자기 가치의 수반성과 관련된다는 것을 고려할 때(Rogers, 1961; 이동귀, 이수란, 박현주, 2008), 자기 가치감이 어떤 특정한 조건에 의존하는 것이 아니라는 것을 체험할 수 있도록 신뢰로운 관계를 형성하는 것이 중요하다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제안은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 구조방정식을 사용하여 성차를 검증했으나, 구조방정식을 사용하기에는 여학생($n = 138$)과 남학생($n = 88$)의 표본수가 작다는 한계가 있다. 보다 큰 표본을 사용하여 본 연구 결과를 반복검증하는 것이 요구된다. 둘째, 본 연구에서 각각의 잠재변수에 대해서 최적의 측정변수를 선정하고자 했고 측정모형의 적합도가 우수한

것으로 나타났지만, 잠재변수에 대한 다른 측정변수를 사용한 모형에서도 동일한 결과도 출되는지 검증할 필요가 있다. 특히 불안정 애착의 경우 이를 측정하는 다양한 유형과 방식이 존재한다(Kurdek, 2002). 예를 들면, Hazan과 Shaver(1987)는 안정, 불안, 회피 애착 스타일로 나누었고, Collins와 Read(1990)는 의존, 불안, 친밀 애착 스타일로 나누었다. 따라서 본 연구에서 사용한 애착 질문지와 다른 질문지를 사용하여 연구 결과를 반복 검증하는 것이 요구된다. 셋째, 본 연구 결과는 서울과 경기도의 대학생들을 대상으로 했기 때문에 다른 모집단에 결과를 일반화하기에 한계가 있다. 후속 연구에서는 보다 포괄적인 지역의 대학생 표본뿐만 아니라 청소년이나 성인, 또는 임상 집단과 같은 다양한 표본을 대상으로 본 연구의 구조 모형이 자료에 적합한지를 검증할 필요가 있다. 넷째, 본 연구 결과는 단일 시점에서 수집된 자료를 사용하여 매개효과를 검증하는 횡단 연구 설계를 사용했으며 실험 연구 설계를 통한 독립 변인의 조작을 사용하지 않았으므로, 연구 변인들의 관계에서 인과성을 추론하는데 있어서 주의가 요구된다. 후속 연구에서는 종단 연구 설계를 사용하여 본 연구의 구조 모형 및 남녀 차이를 살펴봄으로써 부적응적 완벽주의와 자존감의 매개 효과와 인과성에 대한 보다 굳건한 자료를 얻을 수 있을 것이다. 마지막으로 본 연구에서는 자기보고식 설문지를 사용하여 연구 변인을 측정했기 때문에, 심리적 고통이나 애착, 또는 완벽주의를 보고하는데 있어서 사회적 바람직성이나 방어적인 응답과 같은 반응 성향이 혼입되었을 가능성을 배제할 수 없다. 관찰자 평정이나 가족 또는 친구의 보고와 같은 자료 수집 방식을 사용하여 자기보고식 설문지 방

식의 한계를 보완하는 연구가 요구된다.

참고문헌

- 김광은 (2004). 성인 애착 유형과 요인에 따른 성격 특성 및 스트레스 대처방식. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 16(1), 53-69.
- 김광일, 김재환, 원호택 (1984). 간이정신진단검사 실시 요강. 서울: 중앙적성출판사.
- 김민선, 서영석 (2009). 평가염려 완벽주의와 심리적 고통의 관계: 정서중심 대처와 지각된 효능감의 매개효과. 한국심리학회지: 여성, 14(3), 427-446.
- 김선희, 오경자, 박중규, 이은정 (2001). 애착유형에 따른 심리적 특성: 인지적 변인을 중심으로. 한국심리학회지: 임상, 20(1), 105-119.
- 김현정, 손정락 (2006). 대학생의 완벽주의와 자아존중감 및 우울, 주관적 안녕감 간의 관계. 한국심리학회지: 건강, 11(2), 345-361.
- 이동귀, 박현주 (2009). 대처양식 집단에 따른 꾸물거림 및 정신건강의 차이. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 23(2), 43-57.
- 이동귀, 이수란, 박현주 (2008). Validation of the Korean version of the Locus of Evaluation Inventory. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(1), 65-82.
- 이시은 (2009). 성인애착과 정서조절 양식의 관계에 대한 자아존중감의 중재효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 21(4), 897-914.
- 장애경 (2006). 대학생의 성인애착과 우울수준에 대한 부적응적 완벽주의의 매개효과 검증.

- 이화여자대학교 석사학위논문.
- 전병재 (1974). Self-esteem: A test of its measurability. *연세논총*, 11, 109-129.
- 정민형 (2003). 애착유형, 스트레스 대처방식과 대인불안의 관계. 가톨릭대학교 석사학위논문.
- 정태연, 최상진, 강진경 (2000). 성인기 애착특성과 낭만적 사랑 및 성격특성과의 관계: 성차를 중심으로. *한국심리학회지: 여성*, 5(2), 85-102.
- 하은혜, 오경자, 송동호 (2003). 청소년기 우울 및 불안증상 공존집단의 심리사회적 위험요인. *한국심리학회지: 일반*, 22(2), 127-144.
- 한기연 (1993). 다차원적 완벽성: 개념, 측정 및 부적응. 고려대학교 박사학위논문.
- 홍기원 (2008). 대학생들의 자존감 구성 요인에 있어서 문화적, 성차의 효과. *한국심리학회지: 여성*, 13(3), 237-261.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- Alden, L. E., Bieling, P. J., & Wallace, S. T. (1994). Perfectionism in an interpersonal context: A self-regulation analysis of dysphoria and social anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 297-316.
- Andersson, P., & Perris, C. (2000). Attachment styles and dysfunctional assumptions in adults. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 7, 47-53.
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 226-244.
- Blankstein, K. R., & Dunkley, D. M. (2002). Evaluative concerns, self-critical, and personal standards perfectionism: A structural equation modeling strategy. In G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp. 285-315). Washington, DC: American Psychological Association.
- Blatt, S. J. (1995). The destructiveness of perfectionism: Implications for the treatment of depression. *American Psychologist*, 50, 1003-1020.
- Bourdon, K. H., Boyd, J. H., Rae, D. S., Burns, B. J., Thompson, J. W., & Locke, B. Z. (1988). Gender differences in phobias: Results of the ECA community survey. *Journal of Anxiety Disorders*, 2, 227-241.
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss: Vol. 1. Attachment*. New York: Basic Books.
- Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss: Vol. 2. Separation*. New York: Basic Books.
- Bowlby, J. (1988). *A secure base: Parent-child attachment and healthy human development*. New York: Basic Books.
- Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998). Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. In J. A. Simpson & W. S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships* (pp. 46-76). New York: Guilford Press.
- Collins, N. L., & Read, S. J. (1990). Adult attachment, working models, and relationship quality in dating couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 644-663.
- Corwyn, R. F. (2000). The factor structure of global self-esteem among adolescents and adults. *Journal of Research in Personality*, 34,

- 357-379.
- Derogatis, L. R., & Spencer, P. M. (1982). *The Brief Symptom Inventory: Administration, scoring, and procedures (manual I)*. Baltimore: Clinical Psychometrics Research.
- Enns, M. W., & Cox, B. (2002). The nature and assessment of perfectionism: A critical analysis. In G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp. 33-62). Washington, DC: American Psychological Association.
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (Eds.) (2002). *Perfectionism: Theory, research, and treatment*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Endler, N. S., & Tassone, C. (1995). Perfectionism and components of state and trait anxiety. *Current Psychology, 13*, 326-350.
- Fonagy, P., Steele, M., Leigh, T., Kennedy, R., Matton, G., & Target, M. (1995). Attachment, the reflective self, and borderline states. In S. Goldberg, R. Muir, & J. Kerr (Eds.), *Attachment theory: Social, developmental, and clinical perspectives* (pp. 233-278). Hillsdale, NJ: Analytic Press.
- Gentile, B., Grabe, S., Dolan-Pascoe, B., Twenge, J. M., Wells, B. E., & Maitino, A. (2009). Gender differences in domain-specific self-esteem: A meta-analysis. *Review of General Psychology, 13*, 34-45.
- Gilligan, C. (1982). In a different voice: Psychological theory and women's development. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Griffin, D. W., & Bartholomew, K. (1994). The metaphysics of measurement: The case of adult attachment. In K. Bartholomew & D. Perlman (Eds.), *Advances in personal relationships, Vol. 5: Attachment process in adulthood* (pp. 17-52). London: Jessica Kingsley.
- Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology, 15*, 27-33.
- Hazan, C., & Shaver, P. R. (1987). Conceptualizing romantic love as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology, 52*, 511-524.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychology. *Journal of Personality and Social Psychology, 60*, 456-470.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1993). Dimensions of perfectionism, daily stress, and depression: A test of the specific vulnerability hypothesis. *Journal of Abnormal Psychology, 102*, 58-65.
- Holmbeck, G. N. (1997). Toward terminological, conceptual, and statistical clarity in the study of mediators and moderators: Examples from the child-clinical and pediatric psychology literatures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 65*, 599-610.
- Hong, S., Malik, M. L., & Lee, M. K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across gender in sociotropy and autonomy using non-western sample. *Educational and Psychological Measurement, 63*, 636-654.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria

- for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Joiner, Jr., T. E., & Schmidt, N. B. (1995). Dimensions of perfectionism, life stress, and depressed and anxious symptoms: Prospective support for diathesis-stress but not specific vulnerability among male undergraduates. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 14, 165-183.
- Kirkpatrick, L. A., & Davis, K. E. (1994). Attachment style, gender, and relationship stability: A longitudinal analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 502-512.
- Kurdek, L. A. (2002). On being insecure about the assessment of attachment style. *Journal of Social and Personal Relationships*, 19, 811-834.
- Lopez, F., & Brennan, K. A. (2000). Dynamic processes underlying adult attachment organization: Toward an attachment theoretical perspective on the healthy and effective self. *Journal of Counseling Psychology*, 47, 283-300.
- Lopez, F. G., Mitchell, P., & Gormley, B. (2002). Adult attachment orientations and college student distress: Test of a mediational model. *Journal of Counseling Psychology*, 49, 460-467.
- Piccinelli, M., & Wilkinson, G. (2000). Gender differences in depression. *The British Journal of Psychiatry*, 177, 486-492.
- Rice, K. G., Ashby, J. S., & Slaney, R. B. (1998). Self-esteem as a mediator between perfectionism and depression: A structural equation analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 45, 304-314.
- Rice, K. G., & Mirzadeh, S. A. (2000). Perfectionism, attachment, and adjustment. *Journal of Counseling Psychology*, 47, 238-250.
- Roberts, J. E., Gotlib, I. H., & Kassel, J. D. (1996). Adult attachment security and symptoms of depression: The mediating roles of dysfunctional attitudes and low self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 310-320.
- Rogers, C. R. (1961). *On becoming a person*. Boston: Houghton Mifflin.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Russell, D. W., Kahn, J. H., Spoth, R., & Altmaier, E. M. (1998). Analyzing data from experimental studies: A latent variable structural equation modeling approach. *Journal of Counseling Psychology*, 45, 18-29.
- Skolnick, A. (1986). Early attachment and personal relationships across the life course. *Life Span Development and Behavior*, 7, 173-206.
- Sorotzkin, B. (1998). Understanding and treating perfectionism in religious adolescents. *Psychotherapy*, 35, 87-95.
- Wei, M., Heppner, P. P., Russell, D. W., & Young, S. K. (2006). Maladaptive perfectionism and ineffective coping as mediators between attachment and future depression: A prospective analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 53, 67-79.
- Wei, M., Mallinckrodt, B., Russell, D. W., & Abraham, W. T. (2004). Maladaptive perfectionism as a mediator and moderator between adult attachment and depressive mood. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 201- 212.

West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995).
Structural equation models with nonnormal
variables: Problems and remedies. In R. H.
Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling:
Concepts, issues, and applications* (pp.56-75).
Thousand Oaks, CA: Sage.

1 차원고접수 : 2010. 8. 05.

심사통과접수 : 2010. 9. 10.

최종원고접수 : 2010. 9. 20.

Mediating Effects of Perfectionism and Self-esteem between Insecure Attachment and Psychological Distress: Testing Gender Differences

Hyun-joo Park

Dongguk University-Seoul

Dae Yong Jeong

Ajou University

This study aimed at testing mediating effects of maladaptive perfectionism and self-esteem in the link between insecure attachment and psychological distress. Another purpose of the study was to examine if the mediational model would differ by gender. Data were collected from 226 college students across two universities (138 females and 88 males). The results from structural equation modeling concerning all participants preferred a partially-mediated model (i.e., a direct effect from insecure attachment to psychological distress along with mediation effects) over a fully-mediated model. A multi-group analysis was conducted to test gender differences for the final structure model. However, at the configural invariance level, it was found that females and males differ in the structure model; a partially-mediated model fit better for the female data, whereas a fully-mediated model explained the male data better. The examination of the path coefficients suggested that the influence of insecure attachment over the other study variables deemed stronger for the female students. The study results were discussed in light of existing theories and previous findings. Implications for considering gender as a significant variable in the treatment interventions were suggested.

Key words : insecure attachment, perfectionism, self-esteem, mediating effects, gender difference