

## 고등학생의 실제-이상 자기불일치, 자기효능감, 사회적지지 및 우울 간의 관계

황 민 영                      방 희 정<sup>†</sup>                      김 영 속

이화여자대학교 심리학과

본 연구는 청소년들을 대상으로 성별에 따른 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계를 살펴 보고, 이들 변수 간에 자기효능감의 매개효과와 사회적 지지의 조절효과를 살펴보는 것이다. 이를 위해 서울 및 경기 지역에 위치한 2개 고등학교에서 재학 중인 고등학생 455명을 대상으로 자기질문지, CES-D, 자기효능감 척도(SES), 사회적 지지 척도로 구성된 설문지를 통해 자료를 수집하였다. 본 연구의 결과, 우울감과 자기효능감의 하위변인인 일반적 자기효능감에서 유의미한 성차가 확인되었다. 더불어, 남학생의 실제-이상 자기불일치와 우울감 사이의 관계에서 일반적 자기효능감의 완전매개효과가 나타났고, 여학생의 경우, 실제-이상 자기불일치와 우울감 사이의 관계를 일반적 자기효능감이 부분매개하는 것으로 나타났다. 또한, 남학생 집단에서 각 사회적 지지 하위변인의 주효과는 모두 유의미하게 나타났으나 실제-이상 자기불일치와 사회적 지지 하위변인들의 상호작용 항에 대한 효과는 유의미하게 나타나지 않아 모든 사회적 지지 하위변인에서 조절효과가 확인되지 않았다. 반면, 여학생 집단에서는, 사회적 지지의 네 하위변인의 주효과는 모두 유의미하게 나타났을 뿐 아니라, 실제-이상 자기불일치와 정서적·평가적·정보적 지지의 상호작용효과가 유의미하게 나타났다. 이러한 연구 결과는, 성별에 따라 우울감과 관련된 연구 변인간 상이한 영향 패턴을 확인하고, 이에 부합하는 정서적 어려움과 관련된 치료적 접근에서의 방향성을 제시하였다는 점에서 의의를 가진다.

주요어 : 자기불일치, 우울, 자기효능감, 사회적지지, 고등학생

<sup>†</sup> 교신저자: 방희정, 이화여자대학교 심리학과, (120-750) 서울특별시 서대문구 이화여대길 52  
Tel: 02-3277-2644, E-mail: hjbang@ewha.ac.kr

전통적으로 심리학에서는 자기(self)에 대한 많은 연구들이 이루어져왔다. 자기에 대한 선행연구들을 살펴보면, 자기의 개념은 현재 지각하는 자기의 모습 뿐 아니라 자신이 되고 싶은 자기의 유형 혹은 그들이 되어야만 한다고 믿는 자기의 유형까지도 포함하는 다차원적 개념이라고 할 수 있다(Higgins et al., 1985). 이러한 다차원적인 자기 개념간의 내적 갈등은 정서적인 부적응과 관련될 수 있는데, James는 사람들은 자신의 목표와 성취가 부합하지 않을 때 실망감을 느낀다고 주장했고, Cooley는 현재의 자기가 사회의 이상적 자기와 다를 때 무가치감과 굴욕감을 느낀다고 제안하였다. 또한, Rogers는 지금의 자기(즉, 실제 자기)와 되고 싶은 자기(즉, 이상적 자기)를 구분하고, 둘 사이 불일치의 감소와 정서적 장애의 감소 사이 관계를 조사하기도 하였다(Higgins et al., 1985). 이러한 이전 연구들을 통합하여 확장하고, 기본적인 자기개념들을 구분하여, 각기 다른 자기개념들의 불일치에 의해 야기되는 정서의 종류와 강도를 결정해주는 단일 모델로서, Higgins(1987)는 자기불일치 이론(self-discrepancy theory)을 제시하였다(박현주 외, 2003).

### 자기불일치 이론

Higgins(1987)의 자기불일치 이론에서는 서로 다른 자기상태(self state) 사이의 체계적인 상호 관계를 밝히기 위해 자기개념을 구성하는 다양한 자기표상에 내재된 두 가지 인지적 차원으로 자기의 영역(domains of self) 및 자기에 대한 관점(standpoints on the self)을 제시하였다.

자기의 영역은 실제자기(actual self), 이상적 자기(ideal-self), 의무적 자기(ought-self)의 세 가

지 기본 영역을 포함한다. 또한 자기에 대한 관점은 자신(own)의 관점과 중요한 타인(significant other; 어머니, 아버지, 형제·자매, 배우자, 친한 친구 등)의 관점이 있다. 사람들은 자신의 자기 개념에 해당하는 실제자기와 이상적 자기 및 의무적 자기의 자기 기준이 부합하기를 바라는 동기가 있고, 자기개념과 자기 기준이 불일치 할 때 정서적 불편감을 경험하게 된다.

Higgins는 궁극적으로 자기불일치 유형에 따라 어떤 종류의 부정적 정서가 야기되는가를 예측하고자 하였다. 자기개념의 다차원적 특성과 한 개인의 자기개념 간 차이에 근거하여 실제자기를 기준으로 이상적 자기와 의무적 자기간의 불일치가 각각 낙담관련 정서(dejection-related emotions) 또는 초조관련 정서(agitation-related emotions)를 유발함으로써 우울 및 불안이 나타날 수 있다고 주장하였다.

Higgins와 동료들은 실험 및 질문지 연구를 통해 이 모델의 타당성을 경험적으로 입증하였다(Higgins, 1987; Higgins et al, 1986; Higgins et al, 1985; Strauman & Higgins 1987; Strauman 1989; Strauman et al, 1991). Higgins, Klein, Strauman(1985)은 개방형 문항으로 구성된 자기 질문지를 개발하여 자기불일치의 유형과 정도를 측정하고, Beck의 우울척도, Blatt의 우울경험질문지, 정서 질문지, Hopkins 증상 체크리스트 등을 사용하여 우울 및 불안과 같은 정서적 불편감을 측정하였다. 연구 분석 결과는 전체적인 자기불일치 정도가 클수록 정서적 불편감이 더욱 크다는 결과를 보여주었고, 또한 불일치 유형에 따라 서로 다른 정서적 불편감과의 관련성을 보여주었다. 구체적으로 실제자기와 이상적 자기간의 불일치는 낙담관련정서와 관련이 있었고, 실제자기와 의무적

자기간의 불일치는 초조관련정서와 관련을 보였다. 더불어, 자기불일치 이론은 임상적 우울 및 불안 집단(Scott & O'Hara, 1993), 임상적 우울 및 사회공포 집단(Straumann, 1989), 섭식장애집단(Straumann et al., 1991)을 대상으로 한 관련 연구들에서도 일관된 지지를 보여주었다.

그러나 특정 자기불일치 유형이 특정 정서적 불편감을 야기한다는 Higgins의 견해와 부합하지 않는 연구 결과도 보고되고 있다(김남재, 2001; 박지선, 1999; 임일모 외, 1995; Tangney et al., 1998; Weilage & Hope, 1999). 이러한 일관되지 않은 결과들이 보고됨에 따라, Higgins는 기존의 자기불일치 이론을 보강하려는 노력을 하고 있고(Higgins, 1999), 자기불일치를 측정하는 좀 더 세련된 측정도구를 개발하기 위한 연구(Rodebaugh et al., 2007; Hardin et al., 2009)도 계속되고 있다.

#### 청소년기 자기개념 및 우울감과 성차

인간의 전 생애를 살펴볼 때, 특히 청소년기는 처음으로 자기 존재에 관심을 갖는 '자아의 발견'의 시기이며 이 때 다양하고 복잡한 자기에 대한 관점을 표상하게 된다(Morrett et al., 1999). 청소년들의 자신에 대한 다양한 관점을 표상하는 능력이 발달하기 시작하면서 자기에 대한 자신의 관점과 다양한 자기 기준간의 불일치를 경험할 가능성이 증가될 수 있다(임진, 2008).

한편, 남성과 여성은 청소년기에 상이한 사회화 과정을 경험하게 되는데, 연구 결과에 의하면, 부모가 아들보다 딸들의 행동을 좀 더 감시하는 것으로 나타났고(Block, 1983), 또한 여성들은 다른 사람들의 요구에 주의를 기울이고 그들의 기대에 부응하며 타인의 승인

여부로 그들의 성공과 실패를 판단하도록 권장되는 것으로 나타났다(Cross & Madson, 1997). 이러한 상이한 사회화 경험의 결과, 여자 청소년과 남자 청소년은 서로 다른 관점의 경향을 발달시키게 된다. 사회화에서 성차가 있었던 만큼, 여성에게는 좀 더 관계적인 자기 조절이 발달하게 된다. 관계적 자기조절은 타인과의 관계 안에서 자기를 형성하고(Moretti et al., 1999), 중요한 타인의 기준에 따라 자기를 조절하는 경향을 말한다. 이것과 다른 사회화 경험은 남성들에게 관계적인 것과는 독립된 기준의 조절 경향을 발달시킨다(Baumeister & Sommer, 1997). 이러한 차이는 많은 사회화에서의 성차 연구에서 지지되었다(Cross & Madson, 1997).

뿐만 아니라, 우울에 대한 많은 연구에서 발병률에 있어서의 남녀 간 성차가 나타난다. 대체로 성인 남성에 대한 성인 여성의 우울증 발병비율은 두 배정도 높게 나타나는 것으로 알려져 있다. 아동기부터 청소년기, 성인기에 이르기까지 이러한 성차 현상에 대한 다양한 연구가 지속되었는데, 여자청소년은 대략 25-40%, 남자청소년은 20-30%의 비율로 우울증을 경험(Peterson et al., 1993)하는 것으로 보고되었다. 청소년기 초기보다는 중기나 후기에(Peterson et al., 1991), 남자 청소년보다는 여자 청소년에게서 우울장애에 더 많이 나타나(Hankin, 2001), 13세 이후의 여자 청소년이 남자 청소년보다 임상적 우울 장애 진단을 더 많이 받는 것으로 나타났다(Lewinsohn et al., 1993).

질병관리본부에서 2007년도에 실시한 청소년건강행태 온라인조사 결과에 따르면, 우리나라 청소년들의 우울감 경험율(지난 일 년 동안, 2주 내내 일상생활에 지장이 있을 정도

로 슬프거나 절망감을 느낀 적이 있다고 응답한 사람의 비율)은 전체적으로 41.3%였고, 남학생의 경우 36.5%, 여학생은 46.6%가 우울감 경험을 보고하였다. 또한 많은 연구에서 밝혀진 것과 같이 여학생의 우울감 경험율이 모든 학년에서 남학생보다 약 10%정도 높게 나타났다.

최근 Higgins(1987)의 자기불일치 이론에 대한 관심이 증가하면서, 청소년기 자기불일치로 인해 야기되는 정서적 불편감의 이론적 관계를 경험적으로 검증하기 위해 국내외에서 다수의 연구가 수행되었다. 예를 들어, Scott과 O'Hara(1993)는 우울증을 보이는 대학생을 대상으로 자기불일치의 정도와 유형을 탐색해보았으며, 박현주(2003)는 고등학생을 대상으로 자기불일치와 우울, 불안 및 자기효능감과의 관계를 살펴보고, 신민희(2005)는 비행청소년이나 문제행동을 보인 청소년 집단을 대상으로 그들의 자기불일치유형과 정서적 특징을 일반 청소년들과 비교한 연구를 수행하였다. 이와 같은 연구들은 Higgins(1987) 이론에 대해 반복검증연구의 성격에 가진다는 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있으나, 자기불일치로 인해 파생되는 부정적 결과 및 이를 감소 또는 완화하기 위한 실질적인 대안제시에서는 다소 미흡하다는 지적이 있다(이상철 외, 2008). 더불어 남성과 여성은 서로 다른 사회화 과정을 거치고, 청소년기에는 성별에 따른 우울 증상의 차이가 가속화되어 여성이 남성보다 더 빠르게 증가하게 되는 등 성별에 따라 차이를 보이는데, 이러한 성차를 반영한 연구가 다소 부족한 편이다. 따라서 본 연구에서는 이러한 성차를 고려하여 두 집단 간의 차이를 알아보려 한다. 더불어 실질적인 대안제시를 위한 자기불일치와 정서적 불편감 사이의 관계에

영향을 미칠 수 있는 요인을 탐색하기 위해, 실제-이상 자기불일치와 우울감과의 관계에서 자기불일치를 낮추고, 우울정서를 완화시키는 기제로서 개인 내적 요인인 자기효율성과 개인 외적, 즉 환경적 요인인 사회적 지지의 역할을 함께 탐색하여 변인간의 구조적 관계를 알아보려 한다.

## 자기효능감

자기효능감(self-efficacy)은 바람직한 결과를 얻기 위한 방법으로 어떤 행동을 할 수 있다는 능력에 대한 자신감을 의미한다(Bandura et al., 1977). Bandura 등(1977)의 자기효능이론에서 효능기대와 결과기대 간의 차이를 살펴보면, 자기효능감의 조작적 개념에 대해 좀 더 이해할 수 있다. 결과 기대는 주어진 행동이 특정 결과를 수반할 것이라는 예상을 의미하고, 효능기대는 결과를 얻기 위해서 필요한 행동을 성공적으로 수행할 수 있다는 확신을 의미한다. 어떤 행동이 어떤 결과를 수반한다는 것을 알더라도 그 행동을 수행할 수 있는 자신의 능력에 회의가 간다면 그 행동은 유발되지 않을 것이기 때문에 결과기대와 효능기대는 구분된다.

이러한 개념적 체계에서, 자기효능감은 대처 행동의 시작과 지속 모두에 영향을 주게 된다. 지각된 자기효능감은 행동 및 상황의 선택에 직접적인 영향이 있을 뿐 아니라, 결과적인 성공의 기대를 통해 시작된 대처행동의 지속에도 영향을 끼친다. 즉, 효능기대는 장애와 역경에도 불구하고 얼마나 많이 노력할지, 얼마나 더 지속할지를 결정하게 된다. 지각된 자기효능감이 강할수록 더 적극적인 노력을 할 것이다.

지각된 자기효능감은 여러 요인들과 관련되어 있다. Bandura(1993)는 지각된 자기효능감이 인지적, 동기적, 정서적, 선택적 과정의 4가지 주요 과정을 통해 영향력을 행사한다고 하였다. 우선, 자기효능감은 인지에 영향을 준다. 즉, 개인의 행동은 사고의 영향을 받기 때문에 자기효능감이 높을수록 긍정적 태도로 성공 시나리오를 실현화한다는 것이다. 또한, 자기효능감과 수행동기와의 관계를 살펴보면, 자기효능감이 높은 개인의 경우, 직면하는 도전이나 어려움에서 더 큰 노력과 인내를 보였다(Bandura, 1993). 더불어 자기효능감은 과제 선택과정에도 영향을 준다고 하였다. 다시 말해, 자기효능감은 행동 및 환경의 선택에 영향을 준다. 마지막으로 자기효능감은 정서와도 관련되어 있다. Bandura(1982)는 공포와 불안을 느끼는 것은 처한 상황을 통제할 수 없을 때 느끼는 무력감 때문이라고 했는데, 이때 상황에 대한 대처행동을 할 수 있는 확신이 자기효능감이라고 보고 자기효능감의 강도가 증가함에 따라 불안이 감소한다고 하였다.

이와 같이 자기효능감은 인지적, 동기적, 선택적, 정서적 과정에 매개되는 개념으로, 자기불일치에 대한 선행연구에서 자기효능감과 자기불일치의 연관성이 예측되어 왔다(서수균, 1996; 임일모, 1995; 박현주, 2003). 박현주(2003)의 연구에서는 자기불일치가 클수록 자기효능감이 낮은 것으로 나타났는데, 특히 실제-이상 자기불일치의 경우, 실제-의무 자기불일치 집단보다 자기효능감의 평균이 낮은 것으로 나타났다.

Higgins(1997)의 연구에 따르면, 실제자기와 이상적 자기-자신과의 불일치가 낙담관련정서와, 실제자기와 의무적 자기-타인과의 불일치가 초조관련정서와 더 관련이 있는 것으로 나

타났다. 따라서 이상적 자기는 자신의 소망, 바람이 보다 중점적으로 반영되어 형성되는 내재적 동기에 의해 갖게 되는 자기표상에 좀 더 가깝고, 의무적 자기는 자신이 원하지 않더라도 중요한 타인의 기대나 강요에 더 큰 영향을 받아 형성되는 외재적 동기에 의해 갖게 되는 자기표상에 좀 더 가까운 개념이라고 볼 수 있다(박현주, 2003). 즉, 개인 내적 요인인 자기효능감은 실제-이상 자기불일치와 좀 더 연관되어 있을 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 개인 내적 요인으로서 자기효능감이 자기불일치와 우울과의 관계에서 매개변인으로서 작용하는지를 살펴보고, 성찰을 함께 고려하고자 한다. 더불어 자기효능감의 하위요인을 일반적 자기효능감과 사회적 자기효능감으로 나누어 분석하여 좀 더 세부적으로 살펴보려고 한다.

#### 사회적지지

사회적 지지에 대한 정의는 학자마다 다양하나, Cohen과 Hoberman(1983)에 따르면 사회적 지지는 한 개인이 대인 관계로부터 얻을 수 있는 모든 긍정적 지원이라고 정의된다. 다만, 개인에게 객관적인 지지자원이 있다는 것과 개인이 지지를 받았다고 지각하는 것 사이에는 차이가 있으며, 외부에서 지지가 주어진다 할지라도 그것을 지지로 지각하지 않는 경우에는 진정한 지지로서의 가치가 없다(Schaefer, 1982). Kessler, Price, Wortman(1985)은 위기 상황에 처한 사람들이 충고나 도움을 받는 것이 오히려 문제를 해결하는데 무력한 사람이라는 생각을 하게 만들 수도 있다고 주장하면서 실제 제공된 지지보다 사회적 지지의 지각이 더 중요함을 강조하였다. 따라서

본 연구에서는 개인이 지각한 지지에 초점을 두고자 한다. 또한 박지원(1985)이 기존의 개념을 통합하여 사회적 지지의 하위개념을 정서적지지, 평가적 지지, 정보적 지지, 물질적 지지로 정리한 것을 바탕으로 사회적 지지의 하위 차원을 반영하였다.

사회적 지지는 부정적인 정서를 감소시키고 긍정적인 정서를 증진시킴으로써 개인을 적응적으로 이끌 수 있다. 사회적 지지는 특히 내현화 또는 외현화되는 문제가 스트레스, 우울 등의 부정적 심리상태에 미치는 영향을 조절하는 변수로서 주로 연구되고 있는데(최미영, 2003; 김미례, 2006), 이는 사회적 지지가 청소년이 자아상을 형성하는 과정에서 갖게 되는 우울 등의 문제를 조절하는 효과를 가질 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 개인 외적, 즉 환경적 요인으로서 사회적 지지가 자기불일치와 우울과의 관계에서 조절변인으로서 작용하는지를 살펴볼 것이다. 더불어, 남성과 여성은 성장 과정 중에서 서로 다르게 사회화 되는 과정을 거치는데, 즉, 여아들이 남아보다 대인관계 지향적이며, 타인과의 친

밀한 관계에 가치를 두도록 강화를 받는다(이경주, 1997). 반면 남아는 여아보다 자기표현과 자기개방을 억제하며 도움을 구하는 행동은 가능하면 자제하고(이경주, 1997), 독립심을 더 자주 강화받는다(Fagot, 1978; Serbin, O'Leary, Kent, & Tonick, 1973). 따라서 성별에 따른 사회적 지지의 영향을 분석해보는 것이 필요할 것이다.

### 연구문제

1. 청소년의 실제-이상 자기불일치, 우울감, 자기효능감, 사회적 지지에서 성별에 따른 차이가 있는가?
2. 성별에 따른 청소년의 실제-이상 자기불일치, 자기효능감, 우울감 간의 관계는 어떠한가?
3. 성별에 따른 청소년의 실제-이상 자기불일치, 우울감의 관계는 사회적 지지 유형에 따라 어떻게 다르게 나타나는가?

설정된 연구문제를 모형으로 나타내면 그림 1과 같다.

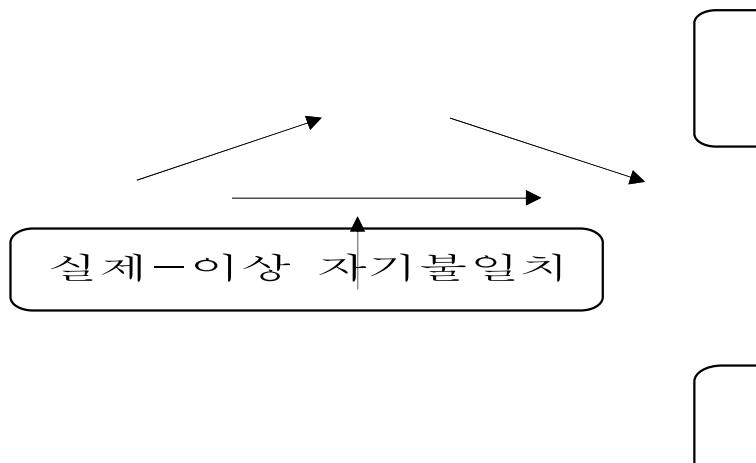


그림 1. 연구모형

## 방 법

### 연구 대상자 및 절차

2009년 6월 20일부터 약 3주 간 서울 및 경기 소재 2개 고등학교에서 설문지를 배포 및 수거하였다. 설문지는 인적사항, 자기질문지(실제자기-자신, 이상적 자기-자신), CES-D, 자기효능감 척도, 사회적 지지 척도로 구성되었으며, 응답자의 집중력 저하로 인한 순서 효과를 최소화하기 위해 척도의 제시 순서만을 서로 다르게 하여 form -A/B/C/D/E의 다섯 가지 양식으로 만들어 배포하였다. 총 500부의 설문지가 배포되었으며 회수된 463부 중 불성실하게 응답한 8부를 제외하여 최종적으로 455명(남학생 221명, 여학생 234명)의 자료가 분석에 사용되었다.

### 도 구

#### 실제-이상 자기불일치

Higgins는 Klein, Strauman(1985)과 함께 자기불일치 이론에 근거하여 자기개념을 측정하는 자기질문지를 개발하였다. 또한 이후 Higgins와 Strauman(1987)의 자기불일치 측정 방법을 개선하기 위한 시도도 있었다. 이 방식은 연구 참가자가 자신의 특성을 개방형 문항을 이용하여 자유롭게 기술하기 때문에 개별 연구 참가자의 독특한 특성이 반영된다는 장점이 있다. 하지만, 6가지 자기표상 각각에 대한 자기 특성들을 자발적으로 기술하는 것은 시간이 많이 걸릴 뿐만 아니라 연구 참가자들에게 많은 부담을 주고, 또한 연구 참가자가 자발적으로 자신의 특성을 열거할 경우 상황적 요소, 연구 참가자의 기분 등 다른 우연적 요인

들이 개입될 가능성이 높아진다. 이러한 어려움으로 인해 지금까지 Higgins 자기질문지의 제한점을 보완하기 위한 노력이 국내외에서 이루어져 왔다(이은영, 1991; 서수균, 1996; Rodebaugh et al., 2007; Hardin et al., 2009 등). 이 중 서수균(1996)이 의미미분법을 이용하여 구성한 자기질문지는 형용사 쌍의 질문지 문항이 주어지기 때문에 연구 참가자의 실시 부담을 줄여줄 뿐 아니라 우연적인 요인도 비교적 통제해주고, 채점상의 어려움도 상당부분 해소해주어 많은 수의 연구 참가자를 대상으로 실시하기에 적합하다. 따라서 본 연구에서는 청소년의 실제-이상 자기불일치를 측정하기 위해, 서수균(1996)의 자기질문지 중 실제 자기-자신과 이상적 자기-자신의 자기질문지를 선별하여 사용하였다. 점수의 산출은 비교하고 있는 자기 상태들 간의 대응되는 각 문항별 차이의 절대값을 22문항에 걸쳐 모두 합산하여 계산하였다. 절대값 합산점수의 사용은 방향성에 대한 정보를 포함시키지 않는 단점이 있으나, 본 연구에서 측정하고자 하는 자기불일치는 불일치의 정도, 즉 크기에 초점을 맞춘 개념으로, 음의 값이나 양의 값 모두 불일치 정도를 나타내게 된다. 서수균(1996)의 연구에서 해당 척도의 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 실제자기-자신 이 .85, 이상적 자기-자신이 .90이었고, 본 연구에서는 실제자기-자신이 .86, 이상적 자기-자신이 .93으로 나타났다.

#### 우울감 척도

청소년의 우울감을 측정하기 위하여 신승철 등(1991)이 표준화한 CES-D(The Center for Epidemiological Studies - Depression)를 사용하였다. CES-D는 일반인을 대상으로 우울 증후군의 역학적 연구를 위해 미국 정신보건 연구원

에서 개발한 도구로서, 일반인들이 경험하는 우울증의 증상을 보다 용이하게 측정할 수 있다(전경구 외, 1992; 1999)는 장점이 있다. CES-D는 현재 일반 대중을 대상으로 우울증상의 현재 수준을 평가하는 방법들 중에서 가장 널리 사용되어지는 것 중 하나(김진영 외, 2000)이기도 하다. 설문지에서 연구 참가자들은 ‘평상시에는 아무렇지도 않던 일들을 가지고도 귀찮게 느껴졌다’, ‘무슨 일이든 제대로 할 수가 없었다’와 같은 문항에 대해 ‘전혀 없었다’의 0점에서 ‘매일 있었다’의 3점까지의 사이에서 선택하게 된다. 신승철 등(1991)의 한국에서의 CES-D 표준화 연구에서 보고된 내적 합치도는(Cronbach's  $\alpha$ )는 .80이었으며 본 연구에서 측정된 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .88로 나타났다.

### 자기효능감

청소년의 자기효능감 정도를 측정하기 위하여 본 연구에서는 Sherer, Maddux, Mercandante, Prentice-Dunn, Jacobs와 Rogers(1983)가 Bandura의 자기효능감 이론의 개념에 입각하여 개발한 자기효능감 척도(Self-Efficacy Scales; SES)를 홍혜영(1995)이 번안한 질문지를 사용하였다. 자기효능감 척도는 총 23문항으로, Likert식 5점 척도를 사용하여 ‘항상 그렇다’이면 5점, ‘거의 그렇다’이면 4점, ‘때때로 그렇다’이면 3점, ‘거의 그렇지 않다’면 2점, ‘전혀 그렇지 않다’이면 1점으로 채점한다. 부정적인 문항은 역채점 하였고, 채점결과 점수가 높을수록 자기효능감 수준이 높은 것을 의미한다. 또한 Sherer 등은 대학생을 대상으로 36문항의 원척도에 대한 요인분석을 실시한 결과 일반적인 상황에서의 자기효능감인 일반적 자기효능감과 대인관계 사회적 기술 등의 요소와 관련이

있는 사회적 자기효능감의 두 가지 차원을 얻어냈는데, 홍혜영(1995)은 한국 대학생들을 대상으로 요인분석을 실시하여, 제 1요인인 일반적 자기효능감과, 제 2요인인 사회적 자기효능감을 구분하였다. 홍혜영(1995)의 연구에서 보고된 각 하위요인별 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 일반적 자기효능감이 .86, 사회적 자기효능감이 .68이었고, 전체 자기효능감의 내적합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .86이었다. 본 연구에서 측정된 각 하위변인별 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 순서대로 각각 .86, .69이고, 전체 자기효능감의 경우 .86로 나타났다.

### 사회적지지

본 연구에서는 지각된 사회적 지지정도를 측정하기 위해 박지원(1985)이 개발한 지각된 사회적 지지척도를 윤혜정(1993)이 수정, 보완한 것을 다시 이영자(1996)가 다소 수정한 것으로 사용하였다(고려대학교 부설 행동과학연구소 편, 1998). 정서적 지지 7문항, 평가적 지지 6문항, 정보적 지지 6문항, 물질적 지지 6문항의 총 25문항으로 구성되어 있는 이 척도는 Likert식 5점 척도로 ‘전혀 그렇지 않다’의 1점에서부터 ‘매우 그렇다’의 5점 사이에서 응답하게 된다. 점수가 높을수록 사회적 지지를 많이 받고 있다고 지각하는 것을 의미한다. 이영자(1996)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 정서적 지지가 .93, 평가적 지지가 .91, 정보적 지지가 .93, 물질적 지지가 .92로 보고되었고, 전체 사회적 지지 척도의 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .95로 보고되었다. 본 연구에서 측정된 내적합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 순서대로 각각 .86, .83, .87, .88로 나타났고, 사회적 지지 척도 전체의 내적합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .95였다.



자료 분석

수집된 자료들의 통계 분석은 SPSS/PC+ Version 15.0을 사용하였고 연구문제에 따라 다음과 같은 분석 방법을 적용하였다.

첫째, 각 측정변수들의 평균, 표준편차를 알아보고 성별에 따른 변인들의 차이를 검증하기 위해 t-test를 실시하였다. 더불어 실제-이상 자기불일치와 우울감 및 자기효능감과 우울감 사이의 관계에서 성별에 따른 차이를 확인하기 위해 회귀분석을 실시하였다.

둘째, 실제-이상 자기불일치, 자기효능감 및 우울감의 관계에서 자기효능감이 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계에 매개변인의 역할을 하는지 알아보기 위해 Baron과 Kenny (1986)의 회귀분석을 통한 매개효과 분석법을 사용하여 분석하였다.

셋째, 실제-이상 자기불일치, 사회적 지지, 우울감의 관계에서 사회적 지지가 조절변인의

역할을 하는지 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하고, 조절효과가 유의하게 나타난 변인의 영향을 그래프로 확인 후 추가적인 단순주효과 분석을 실시하였다.

결 과

주요 변인들의 성별에 따른 차이검증

실제-이상 자기불일치, 우울감, 자기효능감, 사회적 지지에서 성별에 따른 차이가 있는가를 살펴보기 위하여 t-test를 실시하였다. 성별에 따른 각 변인의 평균 및 표준편차와 척도별 남·여 간의 차이 분석 결과는 표 1에 제시되어 있다. 차이 검증 결과를 살펴보면 본 연구의 주요 변인 중 우울감과 자기효능감의 하위변인 중 하나인 일반적 자기효능감에서 성별에 따른 유의미한 차이가 존재하였다. 우

표 1. 성별에 따른 평균, 표준편차 및 평균 차이 검증 결과

변 인	남자(N=221)		여자(N=234)		df	t
	M	SD	M	SD		
실제-이상 자기불일치	43.53	20.66	45.26	16.47	420.37	.98
우울감(CES-D)	20.33	9.92	23.12	9.94	453.00	3.00**
자기효능감	73.62	10.68	71.92	11.34	453.00	-1.64
일반적 자기효능감	54.24	8.65	52.45	9.33	453.00	-2.12*
사회적 자기효능감	19.38	3.77	19.47	4.04	453.00	.25
사회적 지지	84.96	15.61	87.07	16.29	453.00	1.41
정서적 지지	24.52	4.76	25.03	5.03	453.00	1.11
평가적 지지	20.21	4.29	20.78	4.04	453.00	1.46
정보적 지지	20.19	4.38	20.69	4.53	453.00	1.20
물질적 지지	20.04	4.37	20.56	4.73	453.00	1.22

\*p < .05, \*\*p < .01

울감은 여학생이 남학생보다 더 높았으며, 일반적 자기효능감은 남학생이 여학생보다 더 높은 것으로 나타났다.

더불어 본 연구의 주요 변인인 실제-이상 자기불일치와 우울감, 및 자기효능감과 우울감 사이의 관계에서 성별에 따른 차이가 있는지 확인하기 위해 회귀분석을 추가적으로 실시하였다. 표 2에 제시된 회귀분석 결과를 살펴보면, 실제-이상 자기불일치 및 자기효능감의 우울감에 주는 영향이 성별에 따라 유의하게 다른 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는, 매개 및 조절변인을 탐색함으로써, 성별에 따른 다른 패턴을 좀 더 세부적으로 알아보고자 한다.

실제-이상 자기불일치 및 자기효능감이 우울감에 미치는 영향

청소년의 실제-이상 자기불일치 및 자기효능감의 하위 변인이 우울감에 미치는 영향력을 알아보기 위해 중다회귀분석을 실시하였고, 자기효능감이 매개변인으로서 역할하는지 알아보기 위해 Baron과 Kenny(1986)의 회귀분석을 통한 매개효과 분석법을 사용하여 분석하였다. 성별에 따른 차이가 관찰되었으므로 남

학생 집단과 여학생 집단을 나누어 분석을 실시하였다.

남학생의 우울감에 대한 각 독립변인들의 영향력을 살펴본 결과, 일반적 자기효능감( $\beta = -.32, p < .001$ )은 우울감에 유의하게 영향을 미치는 변인으로 나타났다. 실제-이상 자기불일치( $\beta = .13, p < .06$ )는 .05의 유의도 수준에는 미치지 못하였다. 이 변인들의 우울감에 대한 설명력은 약 14%로 나타났다. 또한 여학생의 우울감에 대한 각 독립변인들의 영향력을 살펴본 결과, 실제-이상 자기불일치( $\beta = .18, p < .01$ ), 및 일반적 자기효능감( $\beta = -.37, p < .001$ )이 우울감에 유의하게 영향을 미치는 변인으로 나타났다. 이 변인들의 우울감에 대한 설명력은 약 25%로 남학생과 비교하여 약 10% 정도 높은 설명력을 보여주었다.

실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계에서 자기효능감이 매개변인의 역할을 하는지 알아보기 위한 분석에서는, 자기효능감 척도 점수 중 앞서 실시한 회귀분석에서 남학생 및 여학생 집단에서 우울감에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난 일반적 자기효능감을 매개변인으로 투입하였다.

우선 남학생 집단에서의 매개변인 효과를 살펴보았다. 각각 1단계, 2단계, 3단계의 분석

표 2. 실제-이상 자기불일치와 우울감 및 자기효능감과 우울감 사이 관계에서의 성차

종속변인	독립변인	비표준화계수		표준화계수	t
		B	SE	$\beta$	
우울감	실제-이상 자기불일치	.19	.03	.34	7.10***
	실제-이상 자기불일치 x 성별	-.06	.02	-.16	-3.33***
우울감	자기효능감	-.35	.04	-.39	-8.87***
	자기효능감 x 성별	-.03	.01	-.10	-2.32*

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

표 3. 실제-이상 자기불일치와 우울감에서 자기효능감의 매개효과: 남학생

단계	종속변인	독립변인	$\beta$	$t$	$R^2$ (adj. $R^2$ )
1단계	일반적 자기효능감	실제-이상 자기불일치	-.33	-5.20***	.11(.11)
2단계	우울감	실제-이상 자기불일치	.23	3.53**	.05(.05)
3단계	우울감	실제-이상 자기불일치	.13	1.91	.14(.14)
		일반적 자기효능감	-.32	-4.76***	

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

을 실시한 결과가 표 3에 제시되어 있다. 1단계 회귀분석에서 실제-이상 자기불일치는 자기효능감에 부적인 영향( $\beta = -.33, p < .001$ )을 주고 있고, 2단계 회귀분석에서 실제-이상 자기불일치는 우울감에 정적인 영향( $\beta = .23, p < .01$ )을 미치는 것으로 나타났다. 또한 3단계에서는 실제-이상 자기불일치의 유의미한 영향력이 나타나지 않았고, 자기효능감의 부적인 영향( $\beta = -.32, p < .001$ )만이 유의미하게 나타났다. 2단계와 3단계의 결과를 비교해보면, 실제-이상 자기불일치와 우울과의 관계를 나타내는 2단계의 회귀계수( $\beta = .23$ )보다 3단계에서의 회귀계수( $\beta = .13$ )가 줄었을 뿐 아니라, 3단계에서는 유의미한 영향이 사라진 것을 확인할 수 있다. 따라서 자기효능감이 실제-이상 자기불일치와 우울과의 관계를 완전매개한다고 할 수 있다.

단계별 가설 검증의 설명력은 1단계가 약 11%, 2단계가 약 5%였다. 독립변인과 매개변인이 모두 포함된 3단계에서는 약 14%의 설명력을 나타내었다. Sobel 방정식<sup>1)</sup>을 사용한

검증을 통해, 유의도를 재검증한 결과, 매개효과가 유의한 것으로 나타났다( $z = 4.41, p < .001$ ).

다음으로 여학생 집단에서의 매개변인 효과를 살펴보기 위해 위와 같은 분석을 여학생 집단을 대상으로 실시하였다. 여학생을 대상으로 각각 1단계, 2단계, 3단계의 분석을 실시한 결과가 표 4에 제시되어 있다. 1단계 회귀분석에서 실제-이상 자기불일치는 일반적 자기효능감에 부적인 영향( $\beta = -.37, p < .001$ )을 주고 있고, 2단계 회귀분석에서 실제-이상 자기불일치는 우울감에 정적인 영향( $\beta = .34, p < .001$ )을 주는 것으로 나타났다. 또한 3단계에서는 실제-이상 자기불일치가 정적인 영향( $\beta = .19, p < .01$ )을, 자기효능감이 부적인 영향( $\beta = -.39, p < .001$ )을 보여주었다. 1단계, 2단계, 3단계 회귀분석은 결과는 모두 유의하게 나타났다. 2단계와 3단계의 결과를 비교해보면, 실제-이상 자기불일치와 우울과의 관계를 나타내는 2단계의 회귀계수( $\beta = .34, p < .001$ )보다 3단계에서의 회귀계수( $\beta = .19, p < .01$ )가 줄어든

계수와 표준오차이고,  $b$ 와  $SE_b$ 는 매개변인으로 종속변인을 예언하는 회귀분석에서의 비표준화된 회귀계수 및 표준오차를 의미한다.

$$z_{ab} = \frac{a \times b}{\sqrt{(a^2 \times SE_b^2) + (b^2 \times SE_a^2)}}$$

1) Sobel(1982) 방정식:  $z$ -value가  $\pm 1.96$ 보다 크다면  $p < .05$  수준에서 매개효과가 통계적으로 유의미함을 나타낸다.  $a$ 와  $SE_a$ 는 독립변인으로 매개변인을 예언하는 회귀분석에서의 비표준화된 회귀

표 4. 실제-이상 자기불일치와 우울감에서 자기효능감의 매개효과: 여학생

단계	종속변인	독립변인	$\beta$	$t$	$R^2$ (adj. $R^2$ )
1단계	일반적 자기효능감	실제-이상 자기불일치	-.37	-6.03***	.14(.13)
2단계	우울감	실제-이상 자기불일치	.34	5.42***	.11(.11)
3단계	우울감	실제-이상 자기불일치	.19	3.14**	.24(.23)
		일반적 자기효능감	-.39	-6.24***	

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

것을 확인할 수 있다. 따라서 여학생의 경우, 남학생 집단과 달리, 일반적 자기효능감이 실제-이상 자기불일치와 우울과의 관계를 부분적으로 매개한다고 할 수 있다. Sobel 방정식을 통한 유의성의 재검증에서도 부분매개효과가 유의미한 것으로 나타났다( $z = 4.77$ ,  $p < .001$ ).

단계별 가설 검증의 설명력은 1단계가 약 14%, 2단계가 약 11%로 나타났다. 또한 독립변인과 매개변인이 모두 포함된 3단계에서는 약 24%의 설명력을 보이며 남학생 집단보다 약 10% 정도 높은 설명력을 보여 주었다.

실제-이상 자기불일치와 사회적지지 및 우울감과의 관계

다음으로 청소년의 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계에서 사회적 지지 하위 변인의 조절효과를 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 앞에서의 분석에서와 같이 성별에 따라 남학생집단과 여학생 집단을 구분하여 각각 분석하였다. 위계적 회귀분석을 실시하기에 앞서, 사회적 지지의 각 하위변인을 백분위수(percentile) 30과 70을 기준으로 상위 30%를 높은 사회적 지지 하위변인 집단, 하위

30%를 낮은 사회적 변인 하위변인 집단으로 설정하였고, 새로 설정된 가변수를 사용하여 분석을 실시하였다.

먼저 남학생 집단에서 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계가 사회적 지지의 하위변인에 따라 달라지는지 알아보았다. 1단계에서 실제-이상 자기불일치를 통제된 후에도 2단계에 투입된 사회적 지지의 네 하위변인 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지, 물질적 지지 모두 우울감에 대한 유의미한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 각 하위변인의 추가적인 설명력은 정서적 지지가 12%, 평가적 지지가 9%, 정보적 지지가 10%, 물질적 지지가 8%로 나타났다. 그러나 주 효과를 통제한 후 3단계에 투입된 실제-이상 자기불일치와 각 네 하위변인의 상호작용 효과는 모두 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 남학생의 경우, 실제-이상 자기불일치와 우울감에 있어서의 사회적 지지 하위변인들인 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지, 물질적 지지의 조절효과가 나타나지 않았다.

다음으로, 여학생 집단에서 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계가 사회적 지지 하위변인에 따라 달라지는지 알아보았다. 1단계에서 실제-이상 자기불일치를 통제된 후에도 2

단계에 투입된 사회적 지지의 네 하위변인 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지, 물질적 지지 모두 우울감에 대한 유의미한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 각 하위변인의 추가적인 설명력은 정서적 지지가 13%, 평가적 지지가 11%, 정보적 지지가 13%, 물질적 지지가 3%로 나타났다.

주 효과를 통제 한 후 3단계에 투입된 실제-이상 자기불일치와 각 네 하위변인의 상호작용

효과를 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지의 세 하위변인에서 유의미하게 나타났고, 물질적 지지에서는 유의미하게 나타나지 않았다. 즉, 여학생의 경우 실제-이상 자기불일치와 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지의 주 효과를 통제 한 후에도 각 지지변인과 실제-이상 자기불일치의 상호작용 효과가 유의한 것으로 나타나, 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지 각각의 수준에 따라 실제-이상 자

표 5. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 정서적 지지의 상호작용 효과: 여학생

독립변인	1단계 $\beta$	2단계 $\beta$	3단계 $\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$	$F$
실제-이상 자기불일치	.33***	.24**	.10	.11	.11	18.18***
정서적 지지		-.38***	-.80***	.24	.13	23.67***
실제-이상 자기불일치 x 정서적 지지			.45*	.26	.03	17.85***

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

표 6. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 평가적 지지의 상호작용 효과: 여학생

독립변인	1단계 $\beta$	2단계 $\beta$	3단계 $\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$	$F$
실제-이상 자기불일치	.34***	.26***	.09	.11	.11	21.75***
정서적 지지		-.34***	-.88***	.22	.11	24.14***
실제-이상 자기불일치 x 정서적 지지			.57**	.26	.04	20.03***

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

표 7. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 정보적 지지의 상호작용 효과: 여학생

독립변인	1단계 $\beta$	2단계 $\beta$	3단계 $\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$	$F$
실제-이상 자기불일치	.38***	.31***	.19*	.14	.14	24.58***
정서적 지지		-.37***	-.75***	.27	.13	27.93***
실제-이상 자기불일치 x 정서적 지지			.41*	.29	.02	20.46***

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

기불일치와 우울감 간의 관계가 달라진다고 할 수 있다. 상호작용효과가 나타난, 세 사회적 지지 하위변인 각각의 위계적 회귀분석 결과는 표 5, 표 6, 표 7에 제시되어 있다.

이러한 사회적 지지 하위변인 조절효과와 구체적 양상을 살펴보기 위하여 실제-이상 자기불일치를 중앙치를 기준으로 상위 50%집단과 하위 50%집단으로 나누어 각각 높은 자기불일치 집단, 낮은 자기불일치 집단으로 설정하고, 정서적·평가적·정보적 지지가 높은 집단과 낮은 집단 간의 이원변량분석을 각각 실시하여 도표를 살펴보았다. 더불어 차이의 유의미성을 확인하기 위해 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 사회적 지지 하위변인 간의 단순주효과분석을 실시하였다.

위계적 회귀분석에서 실제-이상 자기불일치와 정서적 지지의 상호작용의 경우 3%의 추가적인 설명력을 나타낸 실제-이상 자기불일치와 정서적 지지의 상호작용 효과는 그림 1에서 경미한 기울기의 차이로 나타났다.

실제-이상 자기불일치와 정서적 지지의 상호작용효과를 좀 더 구체적으로 알아보기 위해 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 정

서적 지지의 단순주효과분석을 실시하였다. 그 결과, 우울감에 대한 정서적 지지의 단순주효과는 낮은 실제-이상 자기불일치 집단( $F=18.68, p<.001$ )과 높은 실제-이상 자기불일치 집단( $F=23.20, p<.001$ ) 모두에서 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이것은 실제-이상 자기불일치 수준이 높은 경우나, 낮은 경우 모두에서 정서적 지지가 우울감을 유의미하게 예측할 수 있다는 것을 보여준다. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치의 단순주효과는 낮은 정서적 지지의 경우와 높은 정서적 지지의 경우 모두에서 유의미하였으나, 그 정도는 낮은 정서적 지지의 경우( $F=7.30, p<.01$ )가 높은 정서적 지지의 경우( $F=4.84, p<.05$ )보다 더 컸다. 이러한 결과는 정서적 지지를 높게 지각할 때보다 낮게 지각할 때 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치의 예측력이 높아진다는 것을 의미한다. 하지만, 전체적으로 실제-이상 자기불일치의 단순주효과는 정서적 지지의 단순주효과와 비교하여 그 정도가 낮게 나타났다.

4%의 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타난 실제-이상 자기불일치와 평가적 지지의

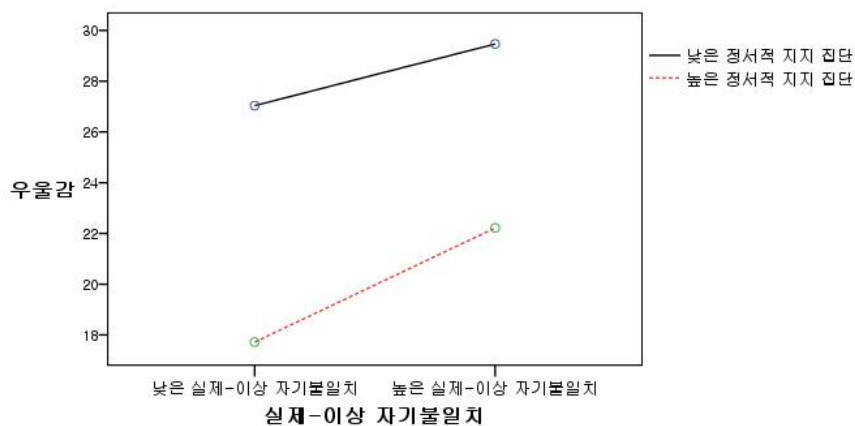


그림 1. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 정서적 지지의 상호작용효과: 여학생

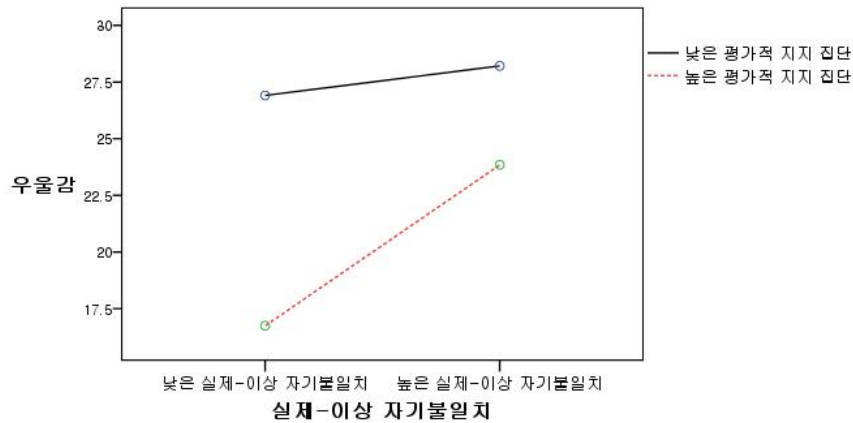


그림 2. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 평가적 지지의 상호작용효과: 여학생

상호작용의 경우, 그림 2에 나타난 것과 같이 눈에 띄는 기울기의 차이를 보여주었다. 즉, 주변으로부터 수용적이고 긍정적인 자기평가를 적게 받고 있다고 느끼는 낮은 평가적 지지 집단의 경우, 상대적으로 높은 우울감을 보이며 실제-이상 자기불일치 수준이 높아짐에 따라 우울감 수준이 적게 증가하는 양상을 나타냈다. 반면, 주변으로부터 수용적이고 긍정적인 자기평가를 많이 받고 있다고 느끼는 높은 평가적 지지 집단의 경우, 낮은 평가적 지지 집단과 비교하여 전반적으로 낮은 우울감을 보였고, 실제-이상 자기불일치 수준이 높아짐에 따라 우울감 수준이 크게 증가하는 것으로 나타났다.

실제-이상 자기불일치와 평가적 지지간의 상호작용 효과를 구체적으로 알아보기 위해서 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 평가적 지지의 단순주효과분석을 실시한 결과, 우울감에 대한 평가적 지지의 단순주효과는 낮은 실제-이상 자기불일치 집단( $F=27.29, p<.001$ )과 높은 실제-이상 자기불일치 집단( $F=10.52, p<.001$ ) 모두에서 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이것은

실제-이상 자기불일치 수준이 높은 경우나, 낮은 경우 모두에서 평가적 지지가 우울감을 유의미하게 예측할 수 있다는 것을 보여준다. 또한 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치의 단순주효과는 낮은 평가적 지지의 경우와 높은 평가적 지지의 경우 모두에서 유의미 하였으나, 그 정도는 높은 평가적 지지의 경우( $F=13.91, p<.001$ )가 낮은 평가적 지지의 경우( $F=4.48, p<.05$ )보다 더 컸다. 이러한 결과는 평가적 지지를 낮게 지각할 때보다 평가적 지지를 높게 지각할 때 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치의 영향이 더 크다는 것을 의미한다.

실제-이상 자기불일치와 정보적 지지의 상호작용 효과의 경우 그림 3에 나타나 있듯이, 기울기의 차이를 눈으로 확인하기 어려웠다. 위계적 회귀분석에서는 실제-이상 자기불일치와 정보적 지지의 상호작용의 경우 2%의 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 실제-이상 자기불일치와 정보적 지지의 상호작용효과를 좀 더 구체적으로 알아보기 위해 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 정보적 지지의 단순주효과분석을 실시하였을 때에는,

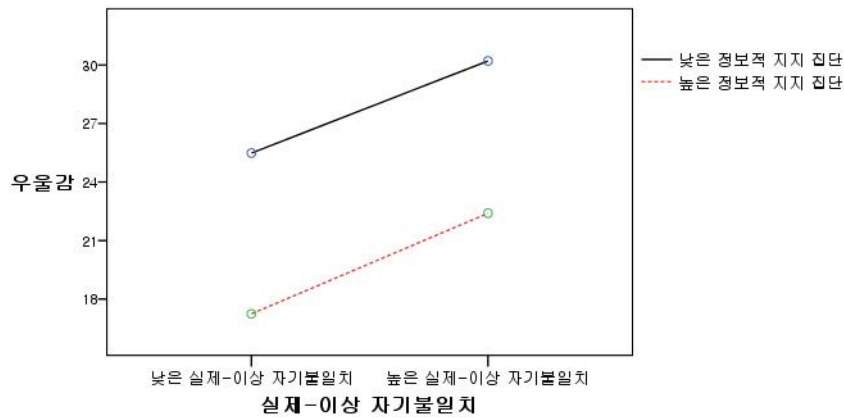


그림 3. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치와 정보적 지지의 상호작용효과: 여학생

우울감에 대한 정보적 지지의 단순주효과는 낮은 실제-이상 자기불일치 집단( $F=20.49$ ,  $p<.001$ )과 높은 실제-이상 자기불일치 집단( $F=25.83$ ,  $p<.001$ ) 모두에서 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이것은 실제-이상 자기불일치 수준이 높은 경우나, 낮은 경우 모두에서 정보적 지지가 우울감을 유의미하게 예측할 수 있다는 것을 보여준다. 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치의 단순주효과는 낮은 정보적 지지의 경우( $F=7.84$ ,  $p<.01$ )에만 유의미하였고, 높은 정보적지지의 경우 유의미하지 않게 나타났다. 따라서 정보적 지지를 낮게 지각할 때에만 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치의 예측력이 있다고 할 수 있다.

지금까지 살펴 본 사회적 지지 하위요인의 조절효과에서 남학생의 경우 사회적 지지의 네 하위요인 모두 조절효과가 나타나지 않았고, 여학생의 경우 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지의 조절효과가 유의미하게 나타났으며 그중 평가적 지지의 조절효과가 가장 크게 나타났다. 이것은 우울감에 대한 치료적 개입이나 치료를 할 때, 성별에 따라 상이하

게 접근해야 할 필요가 있음을 시사한다.

## 논 의

본 연구의 결과는 다음과 같다.

첫째, 실제-이상 자기불일치, 자기효능감 총점과 자기효능감 척도의 각 하위변인, 사회적 지지 총점과 사회적 지지 척도의 각 하위변인, 우울감에서 성차가 있는지 살펴본 결과, 우울감과 자기효능감의 하위변인인 일반적 자기효능감에서 유의미한 성차가 확인되었다. 즉, 여자청소년의 우울감이 남자청소년과 비교하여 유의미하게 높았고, 남자청소년의 일반적 자기효능감이 여자청소년과 비교하여 유의미하게 높게 나타났고, 이것은 이 연구들과 일치하는 결과이다(Peterson et al., 1993; Hankin, 2001; Lewinsohn et al., 1993). 더불어, 회귀분석을 실시한 결과, 실제-이상 자기불일치 및 자기효능감이 우울감에 미치는 영향이 성별에 따라 유의하게 다다른 것으로 나타났다.

둘째, 남학생의 실제-이상 자기불일치 및 자기효능감의 하위변인이 우울감에 미치는 영향



을 알아보기 위해 중다회귀분석을 실시한 결과 실제-이상 자기불일치와 일반적 자기효능감이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이어서 실제-이상 자기불일치와 우울감 사이의 관계에서 일반적 자기효능감의 매개효과를 알아보는 3단계의 회귀분석을 실시한 결과, 일반적 자기효능감의 완전매개효과가 나타났다.

여학생을 대상으로, 위와 같은 분석을 실시했을 때, 여학생에게서도 실제-이상 자기불일치와 일반적 자기효능감이 우울감에 유의한 영향력을 갖는 것으로 나타났고, 이어 매개효과를 확인하는 3단계의 회귀분석을 실시한 결과, 남학생과는 달리 실제-이상 자기불일치와 우울감 사이의 관계를 일반적 자기효능감이 부분적으로 매개하는 것으로 나타났다. 즉, 실제-이상 자기불일치는 자기효능감을 통한 간접적인 효과와 함께, 우울감으로의 직접적인 영향력도 유의미하게 가지고 있는 것으로 나타났다.

즉, 남학생의 경우, 실제-이상 자기불일치는 자기효능감에 의해 완전 매개되어 우울감에 영향을 미치는 경로를 보여주어, 우울감에 대한 간접적인 영향력을 갖는 것으로 나타났고, 여학생의 경우 실제-이상 자기불일치는 우울감으로의 직접적인 영향력도 존재하면서 자기효능감의 매개를 통한 간접적인 영향력도 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Higgins (1999)가 남성의 경우 자기에 대한 자신의 관점이 타인의 관점보다 좀 더 우세하다고 한 주장과 관련이 있다. 자기효능감은 개인 내적인 요인으로서 타인의 관점이 좀 더 우세한 여성보다는 자기에 더 초점을 맞추는 남성에게서 더 큰 효과를 가질 가능성이 크다. 여기서는 남학생의 경우 자기효능감이 실제-이

상 자기불일치에서 우울감에의 영향을 완전매개하고, 여학생의 경우 부분매개함으로서 그 차이가 나타났다고 볼 수 있다.

셋째, 남학생의 경우 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계에 대한 사회적 지지의 네 하위변인 정서적·평가적·정보적·물질적 지지의 조절효과를 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 남학생에게 있어서 각 사회적 지지 하위변인의 주효과는 모두 유의미하게 나타났으나 실제-이상 자기불일치와 사회적 지지 하위변인들의 상호작용 항에 대한 효과는 유의미하게 나타나지 않아 모든 사회적 지지 하위변인에서 조절효과가 확인되지 않았다.

여학생 집단은 남학생 집단과 다른 결과를 보여주었다. 사회적 지지의 네 하위변인의 조절효과를 알아보는 위계적 회귀분석 결과, 네 하위변인의 주효과는 모두 유의미하게 나타났을 뿐 아니라, 실제-이상 자기불일치와 정서적·평가적·정보적 지지의 상호작용효과가 유의미하게 나타났다. 즉, 정서적지지, 평가적지지, 정보적 지지의 조절효과가 나타났다. 결과를 좀 더 자세히 살펴보기 위해 그래프와 추가적인 단순주효과 분석을 통해 조절효과를 확인한 결과, 그 중 4%의 추가적 설명량을 보인 평가적 지지가 가장 큰 조절효과를 가지고 있는 것으로 나타났다.

이것은 사회적 지지에 있어서 나타난 남·여 성차를 반영한다. 좀 더 대인관계 지향적이고, 타인과의 관계에 가치를 두는 여성(Barnett, Brauch, & Biener, 1987)에게서는 사회적 지지의 조절효과가 세 하위변인에서 유의미하게 나타났고, 여성과 비교하여 자기표현을 억제하고, 도움을 구하는 행동은 자제하며(Dequulo, 1982), 독립심을 요구받는(Fagot, 1978;

Serbin, O'Leary, Kent & Tonick, 1973) 남성에게서는 사회적 지지의 조절효과가 모든 하위변인에서 유의미하게 나타나지 않았다. 여학생의 경우, 특히 평가적 지지의 조절효과가 두드러졌는데, 이러한 결과는 평가적 지지를 낮게 지각할 때보다 평가적 지지가 높다고 지각할 때, 우울감에 대한 실제-이상 자기불일치의 예측력이 높아진다는 것을 의미한다.

지금까지 국내에서 Higgins의 자기불일치 이론에서 제시한 특정 자기불일치 유형과 특정 정서적 불편감과의 관계를 검증하기 위한 연구는 많이 이루어져 왔으나, 자기불일치가 정서적 불편감에 영향을 미치는 과정 및 이를 완화하는 기제에 대한 연구는 상대적으로 부족하였다. 본 연구에서는 실제-이상 자기불일치와 우울감과의 관계에서 자기효능감 및 사회적 지지 변인의 영향을 살펴보았다는 것에 의의가 있다.

또한 Higgins는 이후 자기불일치 이론을 발전시켜, 자기에 대한 관점의 선호도(자신 또는 타인)에서의 성차를 지적하였고, 정신병리 중 우울에는 지속적으로 큰 성차가 보고되어온 바, 본 연구에서는 남자 청소년과 여자청소년의 자기불일치, 우울간의 관계를 각각 분석하였고 성별에 따른 자기효능감 및 사회적 지지 변인의 다른 효과를 살펴보았다. 그 결과, 우울감의 보고에서 유의미한 성차가 나타났고, 자기효능감의 매개효과 및 사회적 지지의 조절효과도 성별에 따라 다르게 나타났다.

남·여 집단의 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계에서, 자기효능감의 매개효과를 각각 살펴본 결과, 남학생 집단에서는 자기효능감의 완전매개효과가, 여학생 집단에서는 부분매개효과가 나타났다. 이것은 Moretti와 Higgins(1999)가 남성은 여성과 비교하여 좀 더

자기에 대한 자신의 관점을 중요하게 여기고 있다고 주장한 것과 관련하여, 개인내적 요인인 자기효능감의 영향이 여자청소년과 비교하여 상대적으로 크다고 할 수 있다. 따라서 남자 청소년의 우울감에 대한 치료적 접근에서는 개인 내적 요인에 대한 역량을 강화시키거나 자신의 역량을 인지하도록 돕는 접근이 좀 더 효과적일 것으로 예상된다.

마지막으로 남·여 집단의 실제-이상 자기불일치와 우울감의 관계에서, 사회적 지지의 조절효과를 각각 살펴본 결과, 역시 성차가 나타났다. 즉, 남학생의 경우 사회적 지지의 조절효과가 유의미하게 나타나지 않았고, 여학생은 사회적 지지의 하위변인 중 정서적 지지, 평가적 지지, 정보적 지지의 조절효과가 유의미하게 나타났다. 개인 외적, 즉 환경적 요인인 사회적 지지의 영향이 남자청소년과 비교하여 상대적으로 크게 나타난 것은, Moretti와 Higgins(1999)가 여성은 남성과 비교하여 좀 더 자기에 대한 타인의 관점에 주의를 기울인다고 주장한 것과 연관된다고 볼 수 있다. 특히, 그 중 평가적 지지의 조절효과가 가장 컸는데, 따라서 여자 청소년의 우울감에 대한 치료적 접근에서 환경적 요인에 대한 지지를 강화하고, 긍정적인 피드백을 제공하는 것이 효과를 가질 것으로 예상된다.

본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언들은 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 연구대상은 인문계 고등학교 재학생에 한정되어 있다. 청소년 집단 중 좀 더 자기불일치 수준이 크고 정서적 불편감이 높을 것으로 예상되는 학교 탈락 집단, 일탈집단 또는 우울증 임상집단 등 다양한 집단을 대상으로 한 자료 수집과 연구 분석을 통해서도 의미 있는 결과를 도출할 수 있을 생

각된다.

둘째, 본 연구에서는 서수균(1996)이 개발한 단답형 자기질문지를 사용하였다. 이 척도는 큰 표본을 대상으로 객관적인 정보를 얻는 것에는 효과적이었다. 하지만, 자기라는 개념은 다분히 주관적인 성격을 가지고 있는 바, Higgins의 자기질문지를 수정하여 최근 개발되고 있는 발전된 개방형 자기질문지를 사용한 연구도 의미 있을 것으로 사료된다.

셋째, 본 연구에서는 남성의 경우 자기에 대한 자신의 관점을 좀 더 중요시하고, 여성의 경우 자신에 대한 타인의 관점, 즉 관계적 자기를 좀 더 중요시 하는 경향을 보였다. 따라서 실제-이상 자기불일치를 측정할 때, 이상적 자기-자신 뿐 아니라 이상적 자기-타인의 척도도 추가하여 성별간 자기불일치의 차이를 살펴보는 것도 의미 있는 연구가 될 것이다. 더불어, 자기에 대한 관점에 대한 차이를 좀 더 자세히 살펴보기 위해 자기조절에서 좀 더 중요시하는 관점을 알아볼 수 있는 척도를 추가하여 변인간의 관계를 살펴보는 것도 의미 있을 것으로 생각된다.

### 참고문헌

김남재 (2001). 대인불안과 우울에서의 자기불일치. *심리과학*, 10(1).

김미례 (2006). 기혼 여성의 생활스트레스와 우울의 관계: 자아존중감과 사회적지지의 매개효과 및 조절효과. *전남대학교 대학원 박사학위 청구논문*.

박지선 (1999). 자기초점화 주의, 신경증적 경향성 및 자기불일치가 우울 및 불안에 미치는 영향. *중앙대학교 대학원 석사학위 청구*

논문.

김진영, 최승미, 서국희, 조성진, 김장규, 조맹제 (2000) 한국인 우울증상표현의 횡문화적 차이: CES-D의 요인구조분석. *정신병리학*, 9(1), 78-87.

박지원 (1985) 사회적 지지척도 개발을 위한 일 연구. *연세대학교대학원 박사학위 청구논문*.

박현주, 조공호 (2003). 고등학생의 자기불일치와 우울, 불안 및 자기효능감간의 관계. *인간이해*, 24. *서강대학교 생활상담실*.

서수균 (1996). 자기집중적 주의, 실제 자기개념 및 자기안내자 선호성을 고려한 자기불일치와 우울 및 불안의 관계. *서울대학교 대학원 석사학위 청구논문*.

신민희 (2005). 소년원 수용 비행 청소년과 일반 청소년의 자기불일치 및 우울수준에 관한 연구. *청소년학연구*, 12(1), 183-205.

신승철, 김만권, 윤관수, 김진학, 이명선, 문수재, 이민준, 이호영, 유계준 (1991). 한국에서의 the Center for Epidemiological Studies-Depression Scale(CES-D)의 사용-표준화 및 요인구조에 대한 횡문화적 검토. *신경정신의학*, 30(4), 752-767.

윤혜정 (1993) 청소년의 일상적 스트레스와 사회관계망지지지각. *서울대학교 대학원 석사학위 청구논문*.

이경주 (1997) 청소년의 스트레스와 사회적 지지 및 행동문제. *전남대학교 대학원 박사학위 청구논문*.

이상철, 정상원, 김새로미, 이혁준 (2008). 자기불일치가 불안 및 우울을 매개로 부적자아상에 미치는 영향: 사회적 지지의 조절효과를 중심으로. *청소년학연구*, 15(3), 183-206.

- 이영자 (1996). 스트레스, 사회적 지지, 자아존중감과 우울 및 불안과의 관계. 서울여자대학교 대학원 박사학위 청구논문.
- 이은영 (1991). 자기불일치 인지 기제에 따른 우울과 불안의 공존현상. 고려대학교 대학원 박사학위 청구논문.
- 임일모, 조용래, 김학렬 (1995). 자기불일치와 심리적 불편감의 관계. *신경정신의학*, 34(5), 1416-1431.
- 임진 (2008). 청소년의 실제-이상 자기 불일치가 우울에 미치는 영향: 수치심과 반추적 반응양식을 매개변인으로. 아주대학교 대학원 석사학위논문.
- 전경구 권기덕 김상기 (1999). 한국판 CES-D 개정 연구: I. 사회과학연구. 6(1), 429-451.
- 전경구, 이민규 (1992). 한국판 CES-D 개발 연구 1. 한국심리학회지: 임상. 11(1), 65-76.
- 정은선 (2008). 부모의 양육태도가 주관적 행복감과 우울감에 미치는 영향: 강인성과 완벽주의의 매개역할. 한양대학교 대학원 박사학위 청구논문.
- 최미영, 이익섭 (2003). 사회적 낙인이 회상장애인의 사회통합에 미치는 영향에 관한 연구: 사회적 지지의 조절효과를 중심으로. 연세대학교 사회복지대학원 석사학위 청구논문.
- 홍혜영 (1994). 완벽주의 성향, 자기효능감, 우울과의 관계연구. 이화여자대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- Bandura, Albert (1993). Perceived Self-Efficacy in Cognitive Development and Functioning. *Educational Psychologist*, 28(2), 117-148.
- Bandura, A., Linda R., & Nancy E. A. (1982). Microanalysis of action and fear arousal as a function of differential levels of perceived self-efficacy. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43(1), 5-21.
- Bandura, A. & Nancy E. Adams (1977). Analysis of self-efficacy theory of behavioral change. *Cognitive Therapy and Research*, 1(4), 287-310.
- Barnett R. C., Brauch G. K., & Biener L. (1987). Gender and stress. New York: Free. Press
- Baron R. M., Kenny D. A (1986). The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Consideration. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.
- Baumeister, R. F., Sommer, K. L. (1997). What do men want? Gender differences and two spheres of belongingness: Comment on Cross and Madson. *Psychological Bulletin*, 122(1), 38-44.
- Blatt, Sidney J., D'Afflitti, Joseph P., Quinlan, Donald M. (1976). Experiences of depression in normal young adults. *Journal of Abnormal Psychology*, 85(4), 383-389.
- Block, J. H. (1983). Differential premises arising from differential socialization of the sexes: some conjectures. *Child Development*, 54, 1335-1354.
- Cohen, Sheldon & Hoberman, H. M. (1983). Positive events and social supports as buffers of life change stress. *Journal of Applied Social Psychology*, 13(2), 99-125.
- Cross, S. E., & Madson, L. (1997). Models of the self: Self-construals and gender. *Psychological Bulletin*, 122, 5-37.
- Fagot, B. (1978). The influence of sex of child on parental reactions to toddler children. *Child Development*, 49, 459-465.

- Hankin, B. I., Abramson, L. Y., & Silver, M. (2001). A prospective test of the hopeless theory of depression in adolescence. *Cognitive Therapy and Research, 25*, 607-632.
- Hardin, E. E. & Lakin, J. L. (2009). The integrated self-discrepancy index: A reliable and valid measure of self-discrepancies. *Journal of Personality Assessment, 91*(3), 245-253.
- Higgins, T. E. (1987). Self-discrepancy: A theory relating self and affect. *Psychological Review, 94*(3), 319-340.
- Higgins, E. T., Bond, R. N., Klein, R., & Strauman, T. (1986). Self-discrepancies and emotional vulnerability: How magnitude, accessibility, and type of discrepancy influence affect. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(1), 5-15.
- Higgins, E. T., Klein, R. & Strauman, T. (1985). Self-concept discrepancy theory: A psychological model for distinguishing among different aspects of depression and anxiety. *Social Cognition. Special Issue: Depression, 3*(1), 51-76.
- Kessler, R. C., Price, R. H., & Wortman, C. B. (1985). Social factors in psychopathology: Stress, social support, and coping processes. *Annual Review of Psychology, 36*, 531-572.
- Lewinsohn, P. M., Hops, H., Roberts, R. E., Seeley, J. R., Andrews, J. A. (1993). Adolescent psychopathology: I. Prevalence and incidence of depression and other DSM-III-R disorders in high school students. *Journal of Abnormal Psychology, 102*(1), 133-144.
- Moretti, M. M. and Higgins, E. T. (1999). Own versus other standpoints in self-regulation: developmental antecedents and functional consequences. *Review of General Psychology, 3*(3), 188-223.
- Moretti, M. M. & Wiebe, V. J. (1999). Self-discrepancy in adolescence: Own and parental standpoints on the self. *Merrill-Palmer Quarterly, 45*(4), 624-649.
- Peterson, A. C., Compas, B. E., Brooks-Gunn, J., Stemmler, R. M., Eys, Grant, K. E., (1993). Depression in adolescence. *American Psychology, 48*, 155-168.
- Peterson, A. C., Sarigiani, P. A., Kennedy, R. E. (1991). Adolescent depression: Why more girls? *Journal of Youth and Adolescence, 20*, 247-271.
- Rodebaugh, L. Thomas., Donahue, L. Kelly. (2007). Could you be more specific, please: self-discrepancies, affect and variation in specificity and relevance. *Journal of Clinical Psychology, 63*(12), 1193-1207.
- Scott, Lane and O'Hara, Michael W. (1993). Self-discrepancies in clinically anxious and depressed university students. *Journal of Abnormal Psychology, 102*(2), 282-287.
- Schaefer, C. (1982). Shoring up the "buffer" of social support. *Journal of Health and Social Behavior, 23*(1), 96-98.
- Serbin, L. A., O'Leary, K. D., Kent, R. D., & Tonick, I. J. (1973). A comparison of teacher response to the preacademic and problem behavior of boys and girls. *Child Development, 44*, 796-804.
- Sherer, M., Maddux, J., Mercandante, B., Prentice-Dunn, S., & Jacobs, B. (1982). The

- self-efficacy scale: Construction and validation. *Psychological Reports*, 51, 663-671.
- Strauman, T. J., Vookles, J., Berenstein, V., Chaiken, S., Higgins, E. T.. (1991). Self-discrepancies and vulnerability to body dissatisfaction and disordered eating. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(6), 946-956.
- Strauman, T. J. (1989). Self-discrepancies in clinical depression and social phobia: cognitive structures that underlie emotional disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 98, 14-22.
- Strauman, T. J., & Higgins, E. T. (1987). Automatic activation of self-discrepancies and emotional syndromes: When cognitive structures influence affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 1004-1014.
- Tangney, J. P., Niedenthal, P. M., Covert, M. V., & Barlow, D. H. (1998). Are shame and guilt related to distinct self-discrepancies? A test of Higgins's(1987) hypotheses. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 256-268.
- Weilage, M. & Hope, D. A. (1999). Self-discrepancy in social phobia and dysthymia. *Cognitive Therapy and Research*, 23(6), 637-650.
- 1차원고접수 : 2013. 06. 30.  
수정원고접수 : 2014. 01. 16.  
최종게재결정 : 2014. 02. 03.

**The Relationship between Actual-Ideal Self-discrepancy,  
Self Efficacy, Social Support and Depressed Mood  
in Korean High School Students**

**Min Young Hwang**

**Hee Jeong Bang**

**Young Suk Kim**

Ewha Woman's University

The purpose of this study was to investigate the causal relationship among actual-ideal self-discrepancy and depressed mood with examining the mediating effect of self efficacy and moderating effect of social support. The participants of this research were 455 high school students in Seoul and Gyeonggi province. They were asked to fill out a set of questionnaire which consists of the Actual and Ideal Selves Questionnaire, CES-D (The Center for Epidemiological Studies - Depression), SES (Self- Efficacy Scales), and Perceived Social Support Scale. The data were analyzed by using SPSS 15.0. The results of this study showed significant gender differences in depressed mood and general self efficacy. Female group showed significantly higher scores on depressed mood than males, while male adolescents showed significantly higher scores on general self efficacy. Also, in regression analysis, general self efficacy completely mediated the effect of actual-ideal self-discrepancy on depressed mood in male, and partially mediated the same effect in female. Moreover, although male group showed a non-significant result, in female group, three of four social support subordinate variables - emotional support, evaluative support and informational support - showed significant moderating effect. Especially, evaluative support turned out to have the largest moderating effect in female.

*Key words* : self-discrepancy, depressed mood self efficacy, social support, adolescent