

## 자아해석과 주관적 안녕감 및 우울간의 관계: 인지적 유연성, 자기개념 명확성의 매개효과와 자기복잡성의 조절효과\*

조 은 영

임 성 문†

충북대학교

본 연구는 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감 및 우울에 영향을 미치는 관계에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개하는 경로모형을 설정하고 이를 검증하고자 하였다. 나아가 이 경로모형의 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 주관적 안녕감 및 우울에 미치는 경로에서 자기복잡성의 조절효과를 확인하고자 하였다. 또한 설정한 경로모형에서 성차가 나타나는지 탐색적으로 알아보려 하였다. 이를 위해 8개 대학교에서 설문조사를 실시한 다음 671명(남학생 333명, 여학생 338명)의 자료를 사용하여 구조방정식 모형분석으로 매개와 조절 효과를 검증하였다. 그 결과 첫째, 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감에 영향을 미칠 때 자기개념 명확성이 매개하였고, 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 우울에 영향을 미칠 때 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개하였다. 둘째, 연구모형에서 자기복잡성은 자기개념 명확성이 우울에 미치는 경로에서 조절효과를 나타냈다. 즉 자기개념 명확성이 낮을 때 자기복잡성이 높으면 우울이 낮지만, 자기개념 명확성이 높을 때 자기복잡성이 높으면 우울이 높은 것으로 나타났다. 셋째, 경로모형에서 성차가 확인되었다. 논의에서는 선행연구와 차이를 보인 일부 결과에 대한 논의와 제언을 기술하였다.

주요어 : 자아해석, 주관적 안녕감, 우울, 인지적 유연성, 자기개념 명확성, 자기복잡성

\* 이 논문은 2010년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

† 교신저자 : 임성문, 충북대학교 심리학과, (361-763) 충북 청주시 흥덕구 개신동 성봉로 410  
Tel: 043-261-2190, E-mail: sungmoon@chungbuk.ac.kr

우리는 스스로에게 ‘나는 누구인가?’ 라는 질문을 던지며 살아간다. 이에 대해 우리는 타인과는 구분된 나만의 특성을 중심으로 대답할 수도 있고, 나와 연관된 타인과 환경을 반영하는 특성을 중심으로 대답할 수도 있다. 이렇게 나에 대해 지각하는 방식을 Markus와 Kitayama(1991)는 자아해석(self-construal)이라고 하며 전자는 독립적 자아해석, 후자는 상호의존적 자아해석에 해당한다.

독립적 자아해석은 자율적이고 독립적이며 주체적인 존재의식을 반영한 것으로, 타인이나 사회적 상황과 분리된 경계를 가지며, 자신만의 자아를 표현하고 자신의 목표를 증진하는 데 초점을 두고 있다. 반면 상호의존적 자아해석은 타인과 연결되어 있는 사회적 존재의식을 반영한 것으로, 의미 있는 관계에 소속하여 갖게 되는 타인과의 상호의존적 관계경험들로 구성된다(Cross & Madson, 1997; Markus & Kitayama, 1991; Singelis, 1994; Triandis, 1989).

이러한 자아해석은 심리적 적응과 밀접한 관련이 있다고 보고되고 있다. 즉 독립적 자아해석은 심리적 안녕감, 긍정적 정서, 삶의 만족도 등의 긍정적 적응 지표들과 정적 상관을 나타냈고, 우울, 불안 및 정서적 고통 등의 부적응 지표들과 부적상관을 나타냈다(양명순, 하정희, 2006; 한정연, 2008; Cross, Bacon, & Morris, 2000; Okazaki, 2000; Norasakkunkit & Kalick, 2002). 반면 상호의존적 자아해석은 심리적 안녕감과 정적 및 부적상관이 있거나 관련이 없음을 나타냈고, 우울, 불안, 정서표현 갈등 및 정서적 고통과 정적상관이 있는 것으로 나타났다(김보경, 2003; 양명순, 하정희, 2006; 조공호, 명정완, 2001; Cross et al., 2000; Dinnel, Kleinknecht, & Tanaka-Matumi, 2002).

그러나 이러한 독립적 및 상호의존적 자아해석과 심리적 적응 간의 관계는 두 자아해석 양식 중 하나와 심리적 적응의 관련성을 각각 알아보는 방식을 넘어서 두 가지 자아해석 양식이 동시에 고려될 필요가 있다. 왜냐하면 근래에 대두되는 자아해석에 대한 차원적 관점에 의하면 개인은 독립적 및 상호의존적 자아해석을 동시에 가질 수 있어서, 독립적 및 상호의존적 자아해석이 둘 다 높을 수 있고 이에 따른 심리적 과정에서 차이가 나타날 수 있기 때문이다(김보경, 2003; Markus & Kitayama, 1991; Singelis, 1994).

자아해석에 대한 차원적 관점에서 실시된 연구를 살펴보면, 독립적 및 상호의존적 자아해석이 모두 높은 집단은 독립적 및 상호의존적 자아해석 중 하나만 높거나 모두 낮은 집단에 비해 우울이 더 낮았으며, 긍정 정서, 주관적 안녕감, 심리적 안녕감은 더 높았다(양명순, 하정희, 2006; 조미랑, 2003; 현경자, 2010; Lam, 2005). 또한 독립적 및 상호의존적 자아해석이 모두 높은 집단은 그렇지 않은 집단들보다 효과적 갈등전략을 더 많이 사용하였고, 다양한 관점을 고려하는 인지적 성향이 더 높게 나타났으며, 자신을 수용하는 정도도 더 높았고, 결혼 만족도 및 결혼 안정성 수준이 더 높았다(현경자, 2007, 2010; Stella, John, & Kimberlie, 2001). 그리고 독립적 및 상호의존적 자아해석과 유사한 개념인 개별성과 관계성에 대한 연구에서도 개별성과 관계성이 모두 높은 집단이 다른 집단들에 비해 생활 만족감, 자아존중감, 신뢰성이 가장 높고, 고독감이 가장 낮은 것으로 나타났다(김동직, 한성열, 1998; 김동직, 1999).

이와 같이 선행연구들은 일관되게 독립적 및 상호의존적 자아해석이 모두 높은 경우가

그렇지 않은 경우들에 비해 심리적으로 더 적응적이라고 보고하고 있다. 그렇다면 상호의존적 자아해석은 여러 부정적 변인과 정적상관을 보여 부정적으로 기능할 가능성이 있는데도 불구하고 왜 독립적 및 상호의존적 자아해석이 모두 높을 때 더 적응적인 것일까? 이에 대해 여러 연구자들이 몇 가지 가능한 설명을 제안하거나 시사되고 있는데, 이는 다음과 같이 두 가지로 요약해 볼 수 있다.

첫째, 독립적 및 상호의존적 자아해석이 둘 다 높으면 이것이 심리적 적응에 영향을 미치는 과정에 융통성 혹은 유연성이 작용할 것이라 시사된다. 현경자(2010)는 두 가지 자아해석이 모두 높은 사람은 독립성과 관계성이 요구되는 각각의 상황에 기능적이고 탄력적으로 대응할 수 있을 것이라고 하였고, 박선영(2005)은 독립적 및 상호의존적 자아해석을 모두 잘 개발하면 환경에 따라 다른 요구를 받을 때 융통성을 발휘할 수 있다고 하였다. 이와 유사하게 이시은(2010)은 개별성과 관계성이 모두 높은 사람은 상황에 적합한 행동을 자율적으로 선택하고 주장할 수 있고 타인과의 관계에서 그들의 행동을 반영하는 능력을 갖출 수 있을 것이라고 하였으며, 김동직과 한성열(1998)은 개별성과 관계성이 조화롭게 발달하면 타인의 행동을 반영하는 능력과 상황에서 적합한 행동의 선택 폭이 넓어진다고 하였다. 이와 같은 선행연구들의 설명을 종합하여 보면, 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 모두 높을 때 융통성 혹은 유연성이 작용하여 심리적 적응에 긍정적 영향을 미치게 됨이 시사된다.

둘째, 독립적 및 상호의존적 자아해석이 심리적 적응에 영향을 미치는 과정에 자기개념 명확성이 작용할 것이라 제안된다. 선행연구

에서 독립적 및 상호의존적 자아해석이 모두 높은 사람의 심리적 안녕에 자기개념 명확성이 긍정적 효과를 미칠 것이라고 제안한 바 있다(현경자, 2007). 즉 서로 다른 두 가지 자아해석 양식이 모두 높다는 것은 자신에 대해 명확하고 확실한 신념들을 가지고 자신에 대해 일관적이고 명확하게 인식하고 있다고 볼 수 있으며, 이러한 것이 심리적 적응을 높이는 데 긍정적인 역할을 한다는 것이다.

이러한 시사점과 제안들에 기초하여 본 연구는 독립적 및 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감 및 우울에 영향을 미치는 과정에서 융통성 혹은 유연성과 자기개념 명확성이 매개하는지 알아보고자 한다. 우선 독립변인인 자아해석과 본 연구의 종속변인인 주관적 안녕감 및 우울과의 관련성을 살펴보면, 독립적 자아해석은 주관적 안녕감과는 정적상관을, 우울과는 부적상관을 보였으며, 상호의존적 자아해석은 주관적 안녕감과는 정적 및 부적상관이 있거나 관련이 없음을 나타냈고, 우울과는 부적상관을 보였다(박선영, 2005; 양명순, 하정희, 2006; 조미랑, 2003; 현경자, 2010; Lam, 2005).

본 연구에서는 앞서 제안된 융통성 혹은 유연성에 상응하는 개념으로 인지적 유연성을 매개변인으로 상정하였다. 자신이 여러 자기범주를 가지고 있다고 믿는 사람은 상황의 요구에 맞게 다양한 역할을 취할 수 있어 인지적 유연성이 더 높아져서 효과적으로 기능하며 심리적으로 건강하다고 보고된 바 있다(Markus & Nurius, 1986). 여기서 인지적 유연성은 변화에 대한 능력을 말하며(Thurston & Runco, 1999), 주어진 상황에서 이용 가능한 대안이 있다는 것에 대한 인식, 상황에 적응하고 순응하고자 하는 자발성, 유연함에 있어

서의 자기 효능감이라 할 수 있다(Martin & Rubin, 1994). 자아해석과 인지적 유연성과의 관련성을 살펴보면, 인지적 유연성은 독립적 자아해석과 유사한 개인주의 및 유럽계 미국인 가치와 정적인 관련을 보였고, 상호의존적 자아해석과 유사한 집단주의와도 정적인 관련을 보였다(Fave, 2006; Kim & Omizo, 2005). 인지적 유연성과 주관적 안녕감 및 우울과의 관련성을 살펴보면, 인지적 유연성은 주관적 안녕감에 정적 관련을 보이고, 우울과는 부적인 관련을 보였다(김완일, 2008; 송보라, 이기학, 2009).

또한 자기개념 명확성은 개인이 스스로에 대해서 얼마나 알고 있는지 확신하는 정도, 자기 지식들 간의 내적 일관성, 자기 지식의 시간적 안정성을 의미하며(Campbell, Trapnell, Heine, Katz, Lavallo, & Lehman, 1996), 사람들이 스스로에 대해 어떤 방식으로 인식하고 있는지에 대한 자기개념의 경험적 구조이다(이수현, 2005). 자아해석과 자기개념 명확성과의 관련성을 살펴보면, 자기개념 명확성은 개인주의 및 집단주의와 정적 상관을 보였으나 유의미하지 않았다(윤소야, 2004; Jane, Ella, Robin, Yi, & Nina, 2010). 자기개념 명확성과 주관적 안녕감 및 우울과의 관련성을 살펴보면, 자기개념 명확성은 주관적 안녕감에 정적 상관을 보이고, 우울과는 부적인 상관을 보였다(송보라, 이기학, 2009; Campbell, et al., 1996; Usborne & Taylor, 2010).

한편, 독립적 및 상호의존적 자아해석이 주관적 안녕감 및 우울에 영향을 미치는 과정에 자기복잡성이 조절변인으로 작용할 가능성이 있다. 자기복잡성은 두 가지 특성으로 구성되는데, 첫째는 자기를 구성하는 측면들의 수이다. 자기측면은 사회적 역할, 다른 사람과의

관계, 생활에서의 다양한 활동, 상황, 목표 등 한 사람을 구성하고 있는 다양한 모습들을 말한다(McConell, Renaud, Dean, Green, Lamoreaux, Hall, & Rydell, 2005). 둘째는 자기측면들 간의 관련성 정도이다. 이는 다양한 자기측면들이 서로 비슷한 정도이며, 중첩정도를 말한다(Linville, 1985, 1987). 즉 자신에 대해 다양한 모습을 가지고 있으며, 자신의 모습들 간의 경계가 분명하여 자신에 대해 분별력 있게 인식하고 있는 것을 의미한다(김윤주, 한성열, 1993; Linville, 1987). 이는 자기와 관련된 지식의 인지적 표상이 어떻게 구조화되어 있는지를 의미하는 자기개념의 표상적 구조이다(김윤주, 한성열, 1993; 이수현, 2005). 선행연구에서 독립적 및 상호의존적 자아해석이 모두 높은 경우에 자기복잡성이 보호요인으로 작용하여 우울을 감소시킬 수 있다고 제안된 바 있으며(현경자, 2010), 이와 유사하게 김동직과 한성열(1998)은 개별성과 관계성이 통합적으로 조직화되지 못한 경우 혼란과 갈등이 초래될 수 있다고 하였다.

자기복잡성은 인지적 유연성과 상호작용하여 주관적 안녕감에 영향을 미쳤는데, 자기복잡성이 높은 사람은 인지적 유연성이 낮을 때 보다 높을 때 주관적 안녕감을 더 많이 느끼는 반면에 자기복잡성이 낮은 사람은 인지적 유연성의 높고 낮은 정도에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다(김완일, 2008). 또한 자기개념 명확성과 자기복잡성이 모두 높은 경우에 그렇지 않은 경우보다 안녕감은 높고, 우울은 낮게 나타났다(이수현, 2005). 이에 본 연구에서는 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 주관적 안녕감과 우울에 영향을 미치는 과정에 자기복잡성이 긍정적인 조절효과를 나타낼 것으로 예측하고 이를 검증하기로 한다.

한편, Cross와 Madson(1997)은 성별에 따라 사회적 상호작용과 인간관계 경험의 양상이 다르기 때문에, 남자와 여자는 서로 다른 자아해석 양식을 구성한다고 하였다. 남자는 독립적 자아해석이, 여자는 상호의존적 자아해석이 우세하다고 보며, 이러한 자아해석이 심리적 처리과정에 영향을 미쳐 정서, 인지, 행동 등에서 성차가 나타난다고 하였다(Cross & Madson, 1997). 김현미, 방희정, 소유경, 옥정, 김은경(2006)은 자아해석이 심리적 안녕감에 미치는 경로에서 남자는 독립적 자아해석이 유의미하고, 상호의존적 자아해석은 유의미하지 않았지만, 반대로 여자는 독립적 자아해석이 유의미하지 않고, 상호의존적 자아해석이 유의미하여 성별에 따라 심리적 안녕감에 미치는 자아해석의 양상과 영향력이 다르다는 결과를 나타냈다. 또한 이시은(2010)에서는 상호의존적 자아해석과 유사한 의미인 관계성이 부정적 정서표현갈등에 영향을 미치는 경로에 있어서 성차가 나타났다. 남자의 경우 관계성은 그 자체가 부정적 정서표현갈등을 유발하

지 않고, 관계성이 공격자의식을 높여서 부정적 정서표현갈등을 높였다. 이에 반해 여자의 경우는 관계성이 부정적 정서표현갈등을 낮추는데 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이와 같이 국내외 선행연구들은 자아해석과 안녕감 간의 관계에서 남자와 여자의 성차를 보고하고 있으므로, 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감 및 우울에 영향을 미칠 때 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개할 것으로 상정하는 본 연구 모형에서도 성차가 나타나는지 탐색적으로 알아보하고자 한다.

#### 연구문제

본 연구에서 상정한 연구모형과 경쟁모형은 그림 1에 제시되어 있다. 본 연구에서 설정한 연구문제는 다음과 같다.

**연구문제 1.** 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감 및 우울에

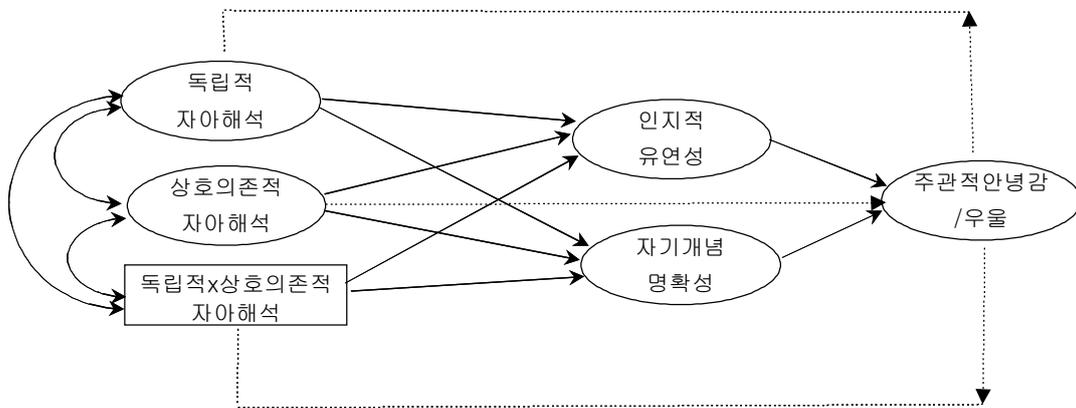


그림 1. 자아해석과 주관적 안녕감 및 우울 간 경로모형

주. 실선으로 된 경로는 연구모형과 경쟁모형 모두에서 공통적으로 설정된 경로를 의미하고, 점선으로 된 경로는 경쟁모형에서 설정된 경로를 의미함.

영향을 미치는 관계에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개하는가?

**연구문제 2.** 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 주관적 안녕감 및 우울에 영향을 미치는 경로에서 자기복합성이 조절효과를 갖는가?

**연구문제 3.** 본 연구에서 적합한 모형으로 수용되는 연구모형의 경로들에서 성차가 나타나는가?

## 방 법

### 연구대상

본 연구를 위해 서울시, 충청북도, 충청남도, 전라북도 지역에 소재한 8개 대학교의 대학생을 임의표집하여 설문조사를 실시하였다. 총 720명의 자료를 수집하였으나 불성실하게 응답한 49명의 자료를 제외하고 671명의 자료만을 분석에 이용하였다. 연구대상자 중 남학생은 333명(49.6%), 여학생은 338명(50.5%)이었다.

### 측정도구

#### 독립적 자아해석 척도

Singelis(1994)의 자아해석 척도(Self-Construal Scale) 중에서 독립적 자아해석 척도(Independent Self-Construals Scale)를 번안하여 사용하였다. 번안 과정은 본 연구자들이 초번역을 한 뒤, 영어에 능통한 다섯 명의 심리학 전공 대학원생에게 문장의 유연성과 타당성 등을 검토 받아 번역본을 완성하였다. 번역된 척도를 심리학을 전공하고 장기간 미국 거주 경험이 있는

이중 언어자가 다시 영어로 역번역하였으며, 이 역번역된 문항을 원척도와 비교하여 문항의 의미가 같은지를 교차확인하여 최종 척도를 완성하였다. 이 척도는 총 12문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 6점 척도로 구성되어 있다. Singelis(1994)에서 독립적 자아해석 척도의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .69였고, 본 연구에서는 .79였다.

#### 상호의존적 자아해석 척도

Cross 등(2000)이 개발한 관계적-상호의존적 자아해석 척도(Relational Interdependent Self-Construals Scale)를 번안하여 사용하였다. 번안 과정은 독립적 자아해석 척도와 동일하였다. 이 척도는 총 11문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 6점 척도로 구성되어 있다. Cross 등(2000)에서 관계적-상호의존적 자아해석 척도의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .88였고, 본 연구에서는 .74였다.

#### 인지적 유연성 검사

Dennis와 Vander Wal(2010)이 제작한 인지적 유연성 검사(Cognitive Flexibility Inventory)를 허심양(2011)이 타당화한 것을 사용하였다. 이 척도는 사건에 대하여 다양한 대안적 설명을 할 수 있는 능력과 다양한 해결책을 고안해 낼 수 있는 능력을 측정하는 11개의 대안문항과 어려운 상황을 통제 가능한 것으로 지각하는 경향성을 측정하는 8개의 통제문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 7점 척도로 구성되어 있다. 본 연구에서 Cronbach's  $\alpha$ 는 대안에서 .90, 통제에서 .83이었으며, 대안과 통제를 합하여 구성된 인지적 유연성 검사의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .89였다.

### 자기개념 명확성 척도

Campbell 등(1996)이 개발한 자기개념 명확성 척도(Self-Concept Clarity Scale)를 번안하여 사용하였다. 번안 과정은 독립적 자아해석 척도와 동일하였다. 이 척도는 총 12문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 척도로 구성되어 있다. Campbell 등(1996)에서의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .86이었으며, 본 연구에서 Cronbach's  $\alpha$ 는 .76이었다.

### 자기복잡성 측정도구

Linville(1982, 1985, 1987)이 사용한 성격특성 카드 분류 기법을 강인(1998)이 지필식으로 재구성한 자기개념 복잡성 과제를 수정·보안하여 사용하였다. 자기복잡성 점수는 Linville (1985, 1987)의 연구에서 사용된 Scott(1969)의 H통계치를 이용하여 구하였다. 공식은 다음과 같다.  $SC(H) = \log_2 n - (\sum i \log_2 n_i) / n$

본 연구에서는 자기개념 복잡성 점수 산출을 위하여 Scott의 H통계치 공식이 포함된 컴퓨터 프로그램을 활용하였다. 프로그램은 참여자가 설문지에 적은 자기 측면의 개수와 각 자기 측면들에 체크한 형용사들을 입력하면 자동으로 계산되도록 만들어졌다.

### 삶의 만족도 척도

주관적 안녕감에서 인지적 안녕감을 측정하기 위해 안신능(2006)이 번안한 Diener, Emmons, Lasen 및 Grifitin(1985)의 삶의 만족도 척도(Satisfaction With Life Sacle)를 사용하였다. 이 척도는 자신의 삶에 얼마나 만족하고 있는가를 측정하는 5문항으로 구성되어 있으며, 7점 척도로 구성되어 있다. 본 연구에서의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .83이었다.

### 정서적 안녕감 척도

주관적 안녕감에서 정서적 안녕감을 측정하기 위해 서은국과 구재선(2011)이 개발하고 타당화한 단축형 행복 척도(COMOSWB)에서 긍정정서·부정정서 척도만을 사용하였다. 이 척도는 총 6문항이며, 긍정정서와 부정정서의 두 개 유형으로 구성되어 있다. 각 문항은 7점 척도로 구성되어 있으며, 본 연구에서의 Cronbach's  $\alpha$ 는 각각 .87와 .75이었다.

### 우울 척도

Radloff(1997)의 CES-D(the Center for Epidemiological Studies Depression scale)를 전경구, 최상진, 양병창(2001)이 타당화한 통합적 한국판 CES-D를 사용하였다. 이 척도는 일반인들의 우울수준을 보다 용이하게 측정해주는 도구로써 널리 활용되고 있다. 총 20문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 4점 척도로 구성되어 있다. 본 연구에서의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .89였다.

### 자료수집 및 분석방법

설문조사는 2011년 11월에 약 2주간 실시되었다. 담당교수에게 사전에 협조를 요청한 후 학생들의 동의하에 조사를 실시하였다. 일부 학교는 연구자가 직접 방문하여 조사를 실시하였고, 연구자의 사정상 가지 못한 학교는 연구자에게 조사 실시지침을 설명받은 대학원생이 실시하였다. 조사 설문지는 순서효과를 방지하기 위하여 척도들의 배열 순서를 달리한 세 개의 세트에 구성되었다. 본 연구에서는 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항을 검증하기 위해 독립적 자아해석, 상호의존적 자아해석, 독립적 자아해석과 상

호의존적 자아해석의 상호작용항을 독립변인으로 둔 연구 설계를 하였다. 이는 상호작용항을 구성하는 독립변수들이 회귀식에 모두 포함되어야 하기 때문에 연구모형에 상호작용항뿐만 아니라 주효과항도 포함되었으나(김두섭, 강남준, 2008; Aiken, West, & Reno, 1991), 상호작용항을 이루는 두 독립변수인 주효과항은 단지 상수항(절편)과 같이 취급된다(김태근, 2006). 따라서 상호작용을 포함한 모형을 분석할 때는 주효과항의 통계적 유의도에는 관심을 두지 않고(Allison, 1999), 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항에 관심을 둔다. 이와 같이 상호작용항이 포함된 모형 분석을 사용한 연구는 Adserà와 Boix (2002), 김태근(2006) 등이 있다. 분석방법으로는 SPSS 18.0을 이용하여 기술 통계 분석, 상관분석, 중다회귀분석을 실시하였다. 그리고 AMOS 7.0을 이용하여 구조방정식모형 분석과 bootstrap 매개검증을 실시하였다.

## 결 과

본 연구의 전체 변인들의 상호 상관관계와 평균 및 표준편차가 표 1에 제시되어 있다. 변인들의 상관관계를 살펴보면, 독립적 자아해석은 인지적 유연성( $r = .513, p < .01$ ), 자기개념 명확성( $r = .223, p < .01$ ), 삶의 만족도( $r = .342, p < .01$ ), 긍정정서( $r = .253, p < .01$ )와는 유의미한 정적 상관을 보였고 부정정서( $r = -.193, p < .01$ ), 우울( $r = -.289, p < .01$ )과는 유의미한 부적 상관을 보였으나, 자기복잡성( $r = .072, p > .05$ )과는 유의미한 상관을 보이지 않았다. 상호의존적 자아해석은 인지적 유연성( $r = .280, p < .01$ ), 삶의 만족도( $r = .190, p < .01$ ), 긍정정서( $r = .209, p < .01$ )와는 유의미한 정적 상관을 보였고 부정정서( $r = -.128, p < .01$ ), 우울( $r = -.178, p < .01$ )과는 유의미한 부적 상관을 보였으나, 자기개념 명확성( $r = .004, p > .05$ )과는 유의미한 상관을

표 1. 전체 변인들의 상호상관관계와 평균 및 표준편차

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 독립적 자아해석	-								
2. 상호의존적 자아해석	.349**	-							
3. 인지적 유연성	.513**	.280**	-						
4. 자기개념 명확성	.223**	.004	.356**	-					
5. 자기복잡성	.072	.008	.079*	-.097*	-				
6. 삶의 만족도	.342**	.190**	.249**	.307**	.029	-			
7. 긍정 정서	.253**	.209**	.230**	.238**	.012	.469**	-		
8. 부정 정서	-.193**	-.128**	-.214**	-.350**	.057	-.357**	-.333**	-	
9. 우울	-.289**	-.178**	-.365**	-.471**	-.001	-.443**	-.549**	.541**	-
M	44.72	44.53	95.58	3.04	2.88	18.44	13.96	12.27	36.91
SD	7.52	6.59	14.32	.51	.88	5.66	3.69	3.75	9.52

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

보이지 않았다. 인지적 유연성은 삶의 만족도( $r = .249, p < .01$ ), 긍정정서( $r = .230, p < .01$ )와는 유의미한 정적 상관을 보였으나 부정정서( $r = -.214, p < .01$ ), 우울( $r = -.365, p < .01$ )과는 유의미한 부적 상관을 보였다. 자기개념 명확성은 삶의 만족도( $r = .307, p < .01$ ), 긍정정서( $r = .238, p < .01$ )와는 유의미한 정적 상관을 보였으나 부정정서( $r = -.350, p < .01$ ), 우울( $r = -.471, p < .01$ )과는 유의미한 부적 상관을 보였다.

**자아해석이 주관적 안녕감 및 우울에 미치는 영향**

독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 주관적 안녕감에 정적인 영향을 미치고 우울에 부적인 영향을 미치는지 확인하기 위해 중다회귀분석을 실시하였다. 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항은 주관적 안녕감에 정적인 영향을 미쳤

고( $\beta = .367, p < .001$ ), 우울에 부적인 영향을 미쳤다( $\beta = -.287, p < .001$ ). 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항은 주관적 안녕감 전체 변량의 약 13%를 설명하는 것으로 나타났으며, 우울 전체 변량의 8%를 설명하는 것으로 나타났다.

주관적 안녕감 및 우울에 대한 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용 양상은 그림 2와 3에 제시되었다. 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 둘 다 높으면 시너지 효과가 나타나서, 그렇지 않은 세 가지의 경우들보다 주관적 안녕감 및 우울에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

**주관적 안녕감에 대한 구조방정식의 측정모형과 구조모형 검증**

구조방정식 모형을 검증하기 전에 측정 변인들이 이론개념을 설명해주는지 알아보기 위하여 먼저 측정모형을 검증하였다. 모형 검증

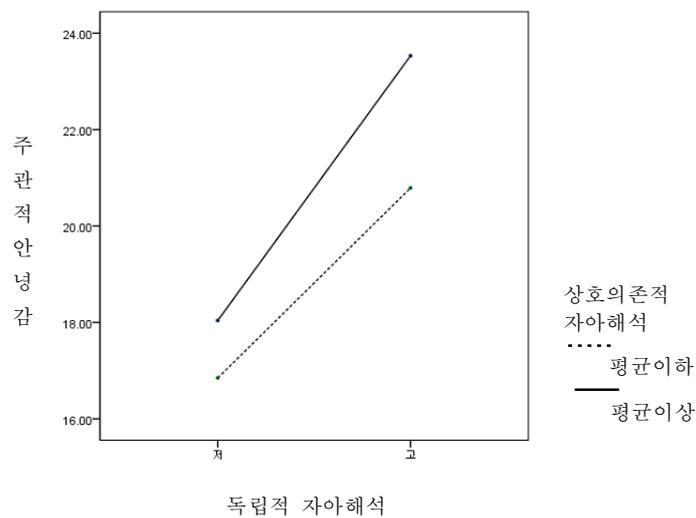


그림 2. 주관적 안녕감에 대한 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용

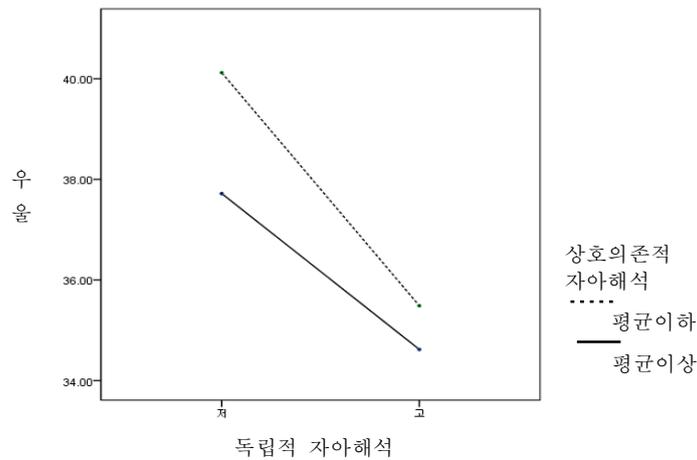


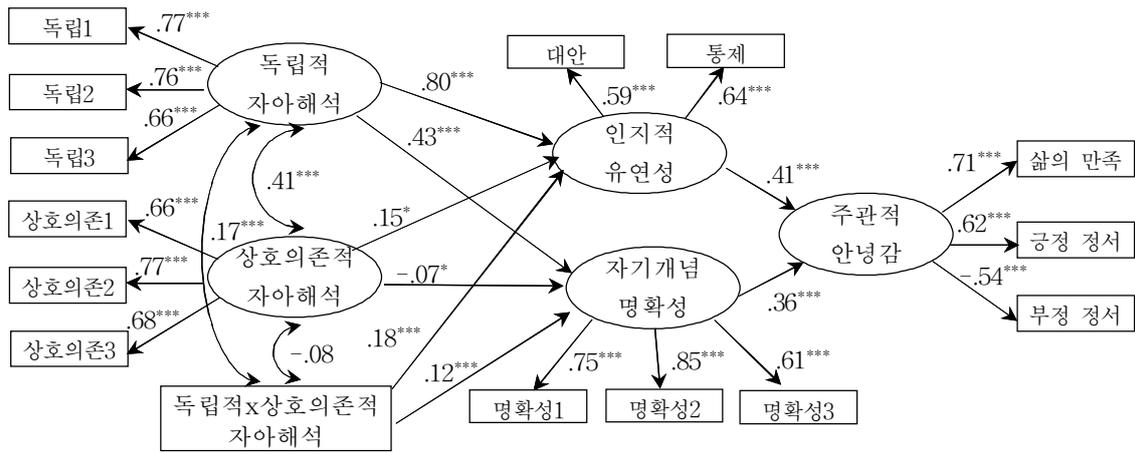
그림 3. 우울에 대한 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용

을 위한 적합도 지수는 홍세희(2000)가 권장한 일반 부합치(Goodness of Fit Index: GFI), 비교 부합치(Comparative Fit Index: CFI), 비표준 부합치(Tucker-Lewis Index: TLI), 표준 부합치(Normed Fit Index: NFI), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 사용하였다. GFI, CFI, TLI, NFI는 .9이상이면 모형이 양호하다고 할 수 있고 모형의 간명성을 고려하는 RMSEA는 <.05 이면 양호한 모형, <.08 이면 어느 정도 양호한 모형이라고 말할 수 있다. 위의 기준에 따라 측정모형의 적합도 지수를 살펴보면,  $\chi^2(df=76, N=671)=279.479, p=.000; GFI=.942; CFI=.928; TLI=.900; NFI=.904; RMSEA=.063$ 로  $\chi^2$ 값은 유의미하게 산출되었으나 다른 적합도 지수들을 고려할 때 측정변인들이 알맞게 구성되어 있음을 알 수 있다.

본 연구에서는 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감에 영향을 미치는 과정에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개하는지 검증하기 위하여 연구모형과 경쟁모형을 설정하였다. 연구모형은

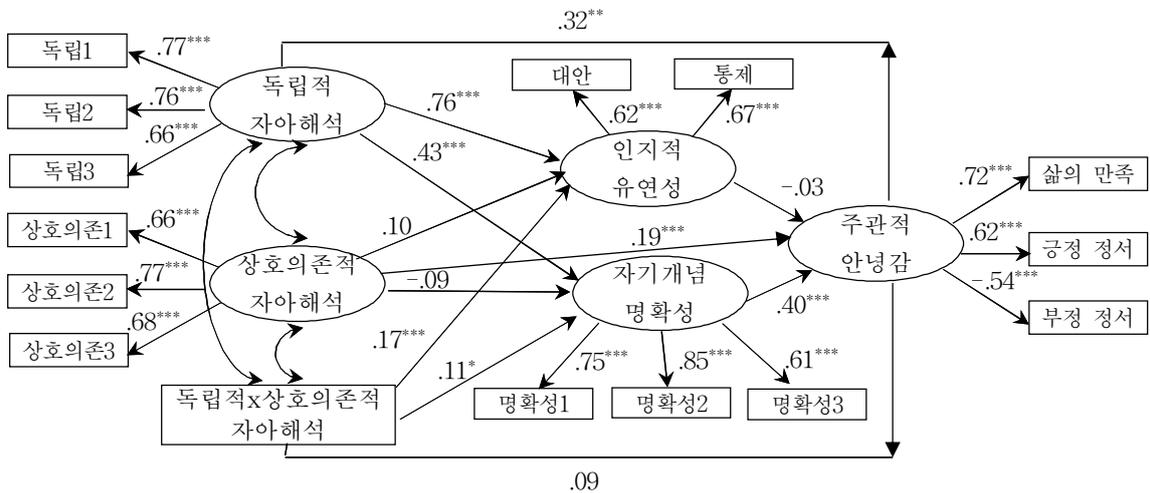
독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 인지적 유연성과 자기개념 명확성에 영향을 미치고 이것이 다시 주관적 안녕감에 영향을 미치는 완전매개모형이다. 경쟁모형은 연구모형과 동일한 모형에서 독립적 자아해석, 상호의존적 자아해석, 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 주관적 안녕감에 직접 영향을 미치는 경로 세 개가 추가된 부분매개모형이다. 연구모형과 경쟁모형의 분석 결과를 그림 4와 5에 제시하였다.

표 2에서 보듯이 연구모형의 적합도는  $\chi^2(df=80, N=671)=373.172, p=.000; GFI=.927; CFI=.896; TLI=.864; NFI=.872; RMSEA=.074$ 이고, 경쟁모형은  $\chi^2(df=77, N=671)=356.128, p=.000; GFI=.929; CFI=.901; TLI=.865; NFI=.878; RMSEA=.074$ 로, 두 모형에서  $\chi^2$ 값은 유의미하게 산출되었으나 다른 적합도 지수들이 양호하므로 두 모형은 적합하다고 할 수 있다.



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

그림 4. 주관적 안녕감에 대한 연구모형



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

그림 5. 주관적 안녕감에 대한 경쟁모형

표 2. 주관적 안녕감에 대한 연구모형과 경쟁모형의 적합도

	$\chi^2$	df	p	N	GFI	CFI	TLI	NFI	RMSEA
연구모형	373.172	80	.000	671	.927	.896	.864	.872	.074
경쟁모형	356.128	77	.000	671	.929	.901	.865	.878	.074

표 3. 주관적 안녕감에 대한 경쟁모형의 경로계수와 t 검증치

구조경로	비표준화 회귀계수	표준화 회귀계수	표준오차	고정지수 (t-value)	p
독립적×상호의존적 자아해석→인지적 유연성	.704	.166	.184	3.716	.000
독립적×상호의존적 자아해석→자기개념 명확성	.158	.113	.058	2.711	.007
인지적 유연성→주관적 안녕감	-.020	-.027	.092	-.218	.827
자기개념 명확성→주관적 안녕감	.891	.394	.126	7.101	.000
다중상관자승(Squared Multiple Correlations)					
인지적 유연성	.629				
자기개념 명확성	.159				
주관적 안녕감	.421				

이어서 두 모형 중 더 적합한 모형을 확인하기 위해  $\chi^2$ 차이검증(김계수, 2006)을 실시하였다. 연구모형과 경쟁모형의 df의 차이는 3으로  $\chi^2$ 차이가 7.81473 이상이어야 하는데, 연구모형과 경쟁모형의  $\chi^2$ 차이는 17.044로 경쟁모형이 연구모형보다 더 적합한 것으로 나타났고, 이에 따라 경쟁모형이 더 적합한 모형으로 채택되었다.

표 3에서 보는 것과 같이 본 연구에서 보다 적합한 모형으로 수용된 경쟁모형의 상호작용항에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성으로, 자기개념 명확성에서 주관적 안녕감으로 이어지는 경로가 유의미한 것으로 나타났다. 하지만 인지적 유연성에서 주관적 안녕감으로 이어지는 경로는 유의미하지 않게 나타났다. 각 내생변인들의 다중상관자승은 인지적 유연성이 .63, 자기개념 명확성이 .16, 주관적 안녕감이 .42로 나타났다. 이는 주관적 안녕감에 영향을 미치는 본 연구모형에서의 인지적 유연성과 자기개념 명확성 경로가 주관적 안녕감 전체변량의 약 42%를 설명하고 있음을 의미한다.

연구모형에서 매개효과가 유의미한지 검증하기 위해 Bootstrap 분석을 실시하였다. 그 결과 자기개념 명확성의 매개효과(.239,  $p=.001$ )는 90% 신뢰구간에 BC(.014, .075)가 0을 포함하지 않아 유의도 수준 .05에서 유의미하였다. 따라서 자기개념 명확성이 매개하는 것으로 입증되었다.

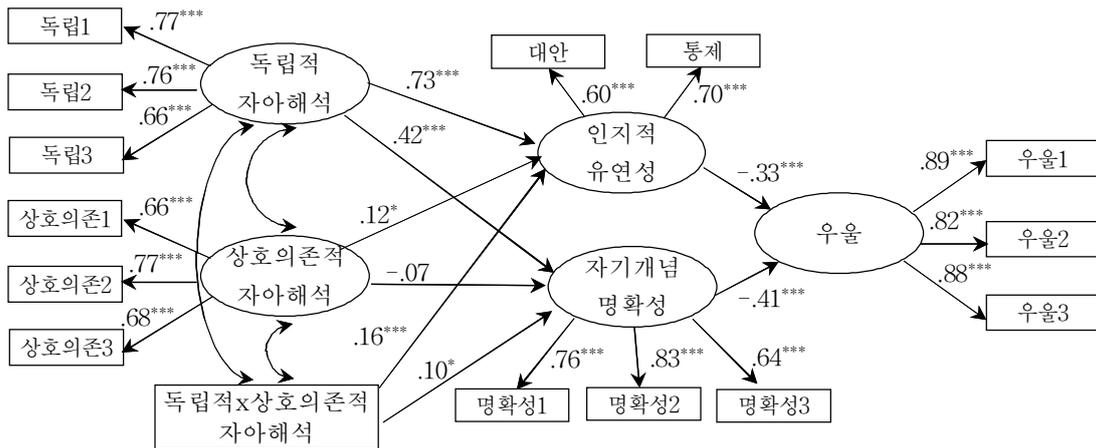
우울에 대한 구조방정식의 측정모형과 구조모형 검증

구조방정식 모형을 검증하기 전에 측정 변인들이 이론개념을 설명해주는지 알아보기 위하여 먼저 측정모형을 검증하였다. 측정모형의 적합도 지수를 살펴보면,  $\chi^2(df=76, N=671)=279.008, p=.000; GFI=.943; CFI=.947; TLI=.927; NFI=.929; RMSEA=.063$ 로  $\chi^2$ 값은 유의미하게 산출되었으나 다른 적합도 지수들을 고려할 때 측정변인들이 알맞게 구성되어 있음을 알 수 있다.

본 연구에서는 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 우울에 영향을

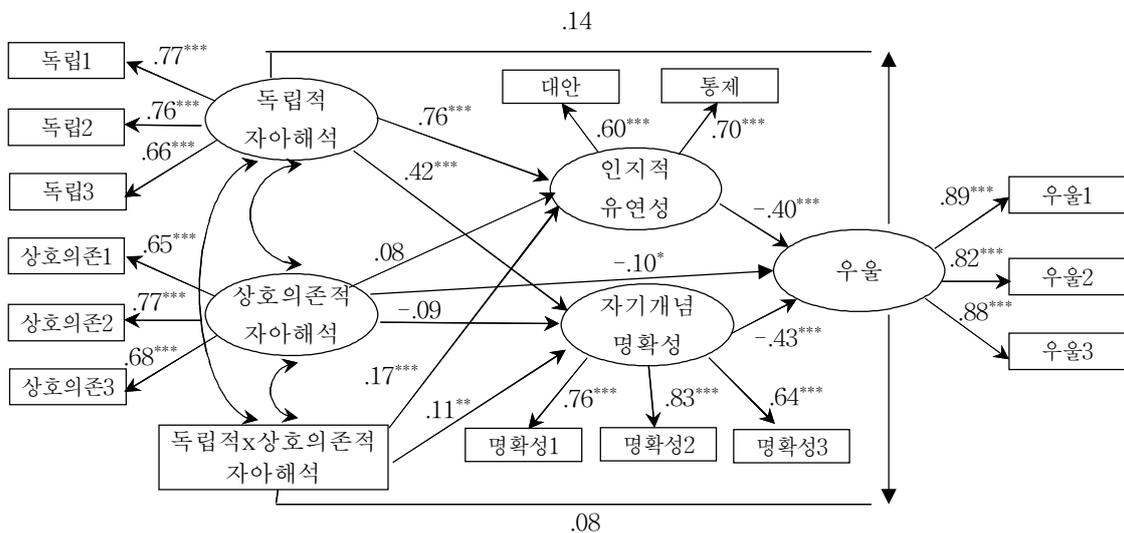
미치는 과정에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개하는지 검증하기 위하여 연구모형과 경쟁모형을 설정하였다. 연구모형은 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 인지적 유연성과 자기개념 명확성에 영향을 미치고 이것이 다시 우울에 영향을 미

치는 완전매개모형이다. 경쟁모형은 연구모형과 동일한 모형에서 독립적 자아해석, 상호의존적 자아해석, 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 우울에 직접 영향을 미치는 경로 세 개가 추가된 부분매개모형이다. 연구모형과 경쟁모형의 분석 결과를



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

그림 6. 우울에 대한 연구모형



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

그림 7. 우울에 대한 경쟁모형

그림 6과 7에 제시하였다.

표 4에서 보듯이 연구모형의 적합도는  $\chi^2(df=80, N=671)=372.762, p=.000; GFI=.927; CFI=.924; TLI=.900; NFI=.906; RMSEA=.074$ 이고, 경쟁모형은  $\chi^2(df=77, N=671)=364.714, p=.000; GFI=.928; CFI=.925; TLI=.898; NFI=.908; RMSEA=.075$ 로, 두 모형에서  $\chi^2$ 값은 유의하게 산출되었으나 다른 적합도 지표들이 양호하므로 두 모형은 적합하다고 할 수 있다.

이어서 두 모형 중 더 적합한 모형을 확인하기 위해  $\chi^2$ 차이검증(김계수, 2006)을 실시하였다. 연구모형과 경쟁모형의 df의 차이는 3으로  $\chi^2$ 차이가 7.81473 이상이어야 하는데, 연구모형과 경쟁모형의  $\chi^2$ 차이는 8.048로 경쟁모형이 연구모형보다 더 적합한 것으로 나타났고, 이에 따라 경쟁모형이 더 적합한 모형으로 채

택되었다.

표 5에서 보는 것과 같이 연구모형의 상호작용에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성으로, 인지적 유연성과 자기개념 명확성에서 우울로 이어지는 경로가 모두 유의미한 것으로 나타났다. 각 내생변인들의 다중상관자승은 인지적 유연성이 .61, 자기개념 명확성이 .16, 우울이 .37로 나타났다. 이는 우울에 영향을 미치는 본 연구모형에서의 인지적 유연성과 자기개념 명확성 경로가 우울 전체변량의 약 37%를 설명하고 있음을 의미한다.

연구모형에서 매개효과가 유의미한지 검증하기 위해 Bootstrap 분석을 실시하였다. 그 결과 인지적 유연성의 매개효과(-.239,  $p=.001$ )는 90% 신뢰구간에 BC(-.406, -.130)가 0을 포함하지 않아 유의도 수준 .05에서 유의미하였

표 4. 우울에 대한 연구모형과 경쟁모형의 적합도

	$\chi^2$	df	p	N	GFI	CFI	TLI	NFI	RMSEA
연구모형	372.762	80	.000	671	.927	.924	.900	.906	.074
경쟁모형	364.714	77	.000	671	.928	.925	.898	.908	.075

표 5. 우울에 대한 경쟁모형의 경로계수와 t 검증치

구조경로	비표준화 회귀계수	표준화 회귀계수	표준오차	고정지수 (t-value)	p
독립적×상호의존적 자아해석→인지적 유연성	.673	.167	.179	3.748	.000
독립적×상호의존적 자아해석→자기개념 명확성	.157	.111	.059	2.648	.008
인지적 유연성→우울	-.235	-.398	.069	-3.431	.000
자기개념 명확성→우울	-.724	-.428	.081	-8.926	.000
다중상관자승(Squared Multiple Correlations)					
인지적 유연성	.613				
자기개념 명확성	.161				
우울	.371				

다. 또한 자기개념 명확성의 매개효과(-.1116,  $p=.001$ )는 90% 신뢰구간에 BC(-.208, -.034)가 0을 포함하지 않아 유의도 수준 .05에서 유의미하였다. 따라서 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개하는 것으로 입증되었다.

#### 자기복잡성의 조절효과 검증

다음으로 본 연구에서 보다 적합한 모형으로 수용된 경쟁모형들의 경로 중 자기개념 명확성에서 주관적 안녕감으로 이어지는 경로와 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 우울로 이어지는 경로에서 자기복잡성의 조절효과를 확인하였다. 자기복잡성 고저 집단(평균이상 또는 평균이하)의 사례수 및 자기복잡성 고저 집단에 따른 우울의 평균과 표준편차가 표 6에 제시되어 있다.

표 6에서 보면, 자기복잡성이 평균이상과 평균이하인 집단에 따른 우울의 평균(표준편차)은 각각 36.89(9.36), 36.93(9.68)로 나타났다.

이어서 다집단분석을 실시하였다. 앞서 검증된 구조모형의 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 주관적 안녕감 및 우울을 예측하는 경로에서 자기복잡성 고저집단(평균이상 또는 평균이하)에 따라 유의미한 차이가 있는지 알아보기 위해, 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 주관적 안녕감 및 우울을 예측하는 경로에 동일화 제약(equality constraint)을 가했다. 그 결과 자기개념 명확성에서 우울로 이어지는

경로에서 자기복잡성의 고저 집단 간 유의미한 차이가 있음이 드러났다.

자기복잡성의 조절효과를 살펴보면, 동일화 제약을 가한 모형의 적합도는  $\chi^2(df=169, N=671)=452.655$ ,  $p=.000$ ; GFI=.910; CFI=.924; TLI=.910; NFI=.885; RMSEA=.050이고, 동일화 제약을 가하지 않은 모형의 적합도는  $\chi^2(df=169, N=671)=452.655$ ,  $p=.000$ ; GFI=.914; CFI=.926; TLI=.908; NFI=.889; RMSEA=.050으로 모든 경로계수까지 동일성제약을 가해도 모형의 적합도는 거의 변하지 않았다. 다만, 자기개념 명확성이 우울에 영향을 미치는 경로에 대한 동일성 제약에서 통계적으로 유의미한 차이를 보였다( $\Delta\chi^2(1, N=671)=78.418$ ,  $p=.000$ ). 이것은 자기개념 명확성에서 우울로 향하는 경로계수가 자기복잡성 고저 두 집단에 따라 유의미한 차이를 보인다는 것을 의미한다. 즉 자기복잡성이 평균 이상인 집단에서 자기개념 명확성은 우울에  $\beta = -.39(p < .001)$ 로 부적인 영향을 미치며, 자기복잡성이 평균 이하인 집단에서는 자기개념 명확성이 우울에  $\beta = -.42(p < .001)$ 로 부적인 영향을 미치고 있다.

우울에 대한 자기개념 명확성과 자기복잡성 간 상호작용 효과는 그림 8과 같다. 그림 8에서 보듯이 자기개념 명확성이 낮은 경우, 자기복잡성이 높을 때보다 낮을 때 우울수준이 더 높은 것으로 나타났다. 하지만 이와 반대로 자기개념 명확성이 높은 경우, 자기복잡성이 낮을 때보다 높을 때 우울수준이 더 높은

표 6. 자기복잡성 고저집단에 따른 우울의 평균과 표준편차

구 분		사례수	평균	표준편차
자기복잡성	고집단	341	36.89	9.36
	저집단	330	36.93	9.68

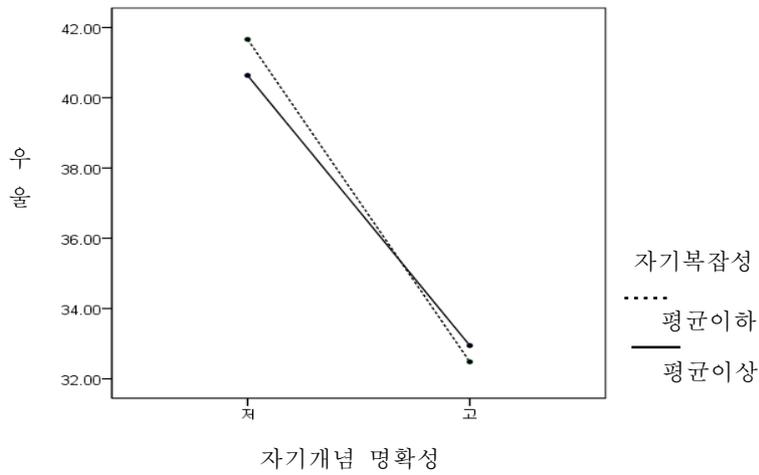


그림 8. 우울에 대한 자기개념 명확성과 자기복잡성의 상호작용

것으로 나타났다.

성차

본 연구에서 설정한 경로모형에서 성차가

나타나는지 알아보기 위해 보다 적합한 모형으로 수용된 경쟁모형에서 남녀 집단 별로 구조방정식으로 검증하여 성차가 나타나는지 알아보았다.

표 7에서 보듯이 주관적 안녕감에 대한 남

표 7. 남녀별 주관적 안녕감에 대한 경쟁모형 적합도 지수

	$\chi^2$	df	p	N	GFI	CFI	TLI	NFI	RMSEA
남자	241.449	78	.000	333	.909	.895	.859	.855	.079
여자	197.252	78	.000	338	.925	.908	.876	.859	.067

표 8. 남녀별 우울에 대한 경쟁모형 적합도 지수

	$\chi^2$	df	p	N	GFI	CFI	TLI	NFI	RMSEA
남자	241.464	79	.000	333	.908	.921	.895	.889	.079
여자	243.313	79	.000	338	.913	.910	.880	.873	.079

자 집단의 모형의 적합도는  $\chi^2(df=78, N=333) = 241.449, p=.000; GFI=.909; CFI=.895; TLI=.859; NFI=.855; RMSEA=.079$ 이고, 여자 집단의 모형의 적합도는  $\chi^2(df=78, N=338) = 197.252, p=.000; GFI=.925; CFI=.908; TLI=.876; NFI=.859; RMSEA=.067$ 로 두 모형에서

$\chi^2$ 값은 유의하게 산출되었으나 다른 적합도 지수들이 양호하므로 두 모형은 적합하다고 할 수 있다.

표 8에서 보듯이 우울에 대한 남자 집단의 모형의 적합도는  $\chi^2(df=79, N=333) = 241.464, p=.000; GFI=.908; CFI=.921; TLI=.895; NFI=$

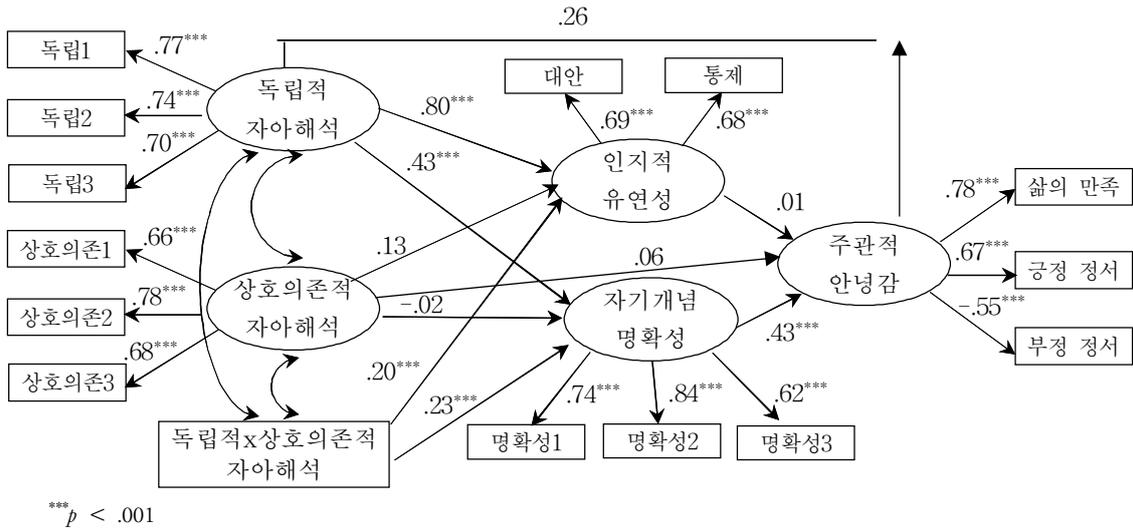
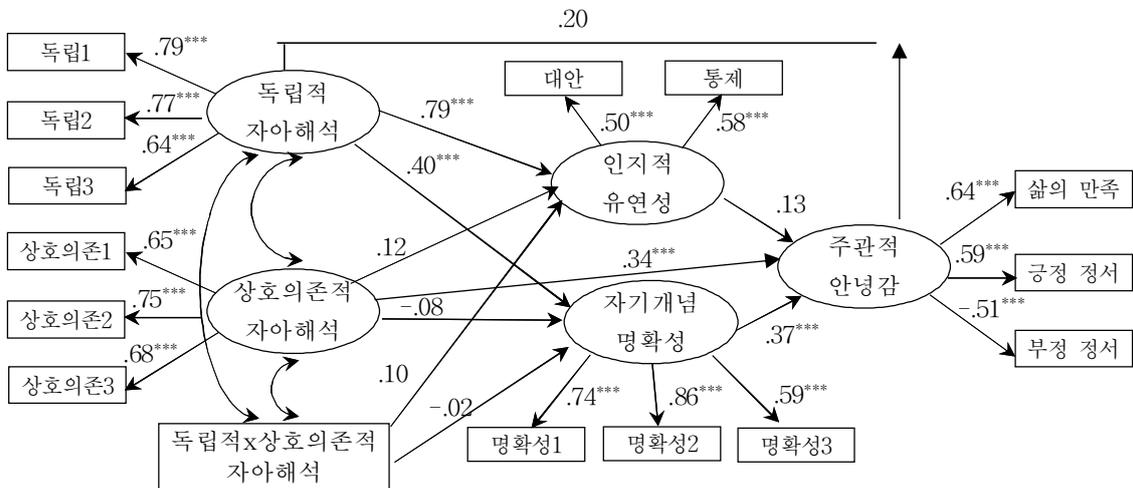


그림 9. 남자 집단의 주관적 안녕감에 대한 모형



.889; RMSEA=.079이고, 여자 집단의 모형의 적합도는  $\chi^2(df=79, N=338)=243.313, p=.000$ ; GFI=.913; CFI=.910; TLI=.880; NFI=.873; RMSEA=.079로 두 모형에서  $\chi^2$ 값은 유의하게 산출되었으나 다른 적합도 지수들이 양호하므로 두 모형은 적합하다고 할 수 있다.

그림 9에서 보듯이 주관적 안녕감에 대한 남자 집단의 모형에서 인지적 유연성에서 주관적 안녕감으로 이어지는 경로가 유의미하지 않게 나타났다. 남자 집단의 경우 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감에 영향을 미칠 때 인지적 유연성이

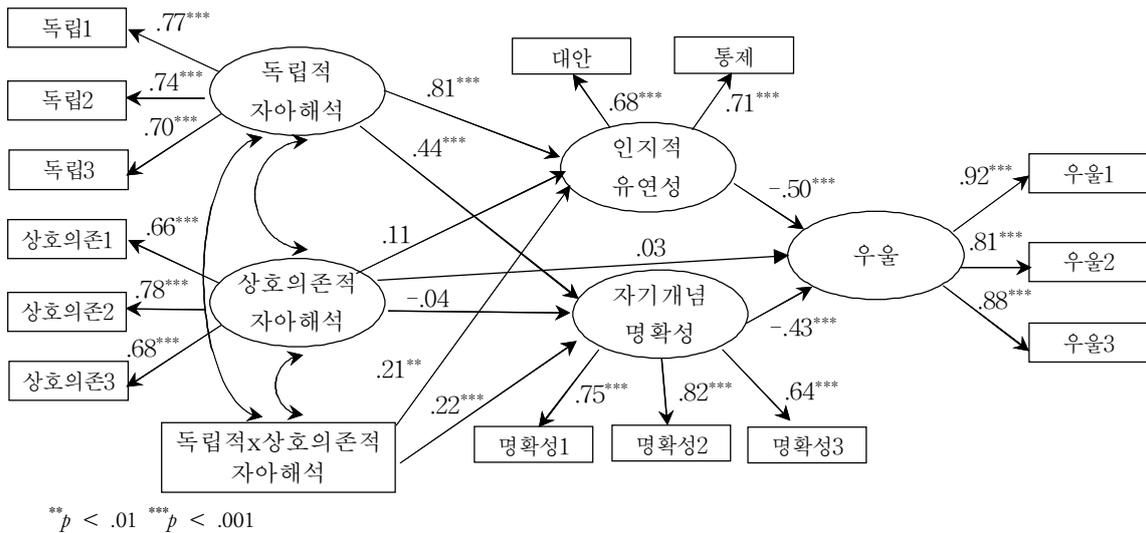


그림 11. 남자 집단의 우울에 대한 모형

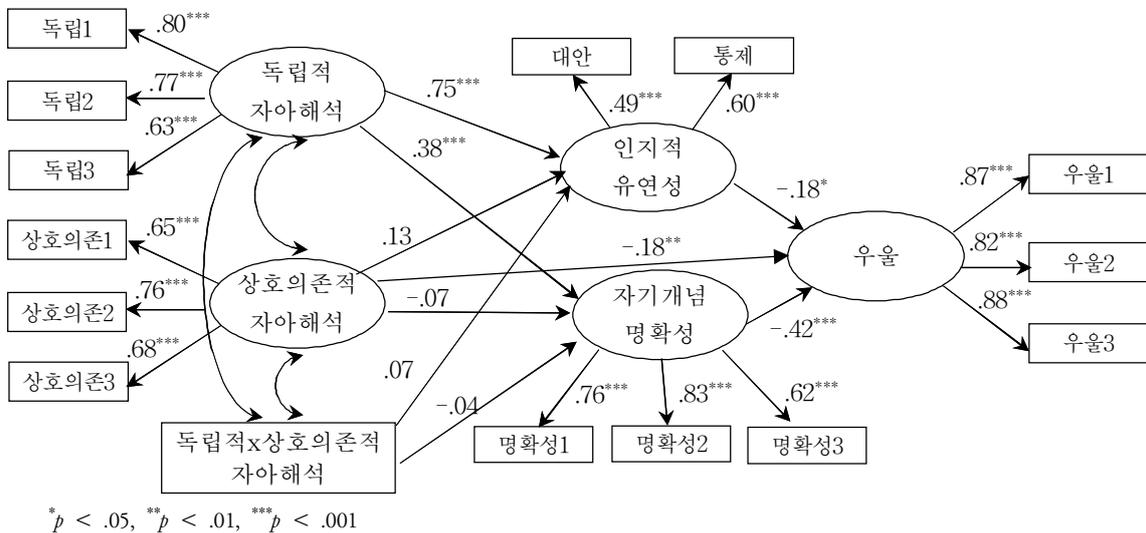


그림 12. 여자 집단의 우울에 대한 모형

매개하지 않고, 자기개념 명확성만 매개한 것으로 나타났다. 한편 그림 10에서 보듯이, 여자 집단의 경우 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성으로 이어지는 경로가 유의미하지 않았다. 이는 여자 집단의 경우 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감에 영향을 미칠 때 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 모두 매개하지 않은 것이다.

그림 11에서 보면, 우울에 대한 남자 집단 모형의 모든 경로가 유의미하였다. 하지만 그림 12를 보면, 여자 집단은 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석의 상호작용항에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성으로 이어지는 경로가 유의미하지 않았다. 이는 남자 집단의 경우 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 우울에 영향을 미칠 때 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 모두 매개한 것이다. 반면 여자 집단의 경우 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 우울에 영향을 미칠 때 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 모두 매개하지 않은 것이다.

## 논 의

본 연구는 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 모두 높을 때 심리적으로 보다 적응적으로 나타난 연구 결과에 관심을 갖었다. 상호의존적 자아해석이 심리적 부적응을 예측한다는 선행연구 결과들에 불구하고, 어떻게 해서 두 자아해석 양식이 모두 높을 때 보다 적응적으로 기능하는지가 궁금하였다. 관련연구들에서 그 이유로 제안되거나 시사된 중재

변인들 중 인지적 유연성과 자기개념 명확성을 주목하고, 이 두 변인들이 매개변인 역할을 하는지 검증하고자 하였다. 나아가 관련변인과 자기복잡성이 상호작용효과를 보인 연구들에 기초하여, 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 주관적 안녕감 및 우울에 영향을 미치는 과정에서 자기복잡성이 조절효과를 나타내는 지 확인하고자 하였다. 그리고 이러한 경로들에서 성차가 나타나는지 탐색적으로 알아보 고자 하였다. 본 연구에서 나타난 주요 결과 들을 요약하고 논의하면 다음과 같다.

첫째, 독립적 및 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감에 영향을 미칠 때 자기개념 명확성의 매개효과가 나타났다. 즉 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 모두 높을 수록 자기개념 명확성이 높아지고 이는 주관적 안녕감을 증가시키미 확인되었다. 이러한 결과는 서로 지향이 다른 두 자아해석 양식이 모두 높은데 긍정적인 효과를 가져오는 것은 자기에 대한 명확한 개념과 인식을 갖고 있기 때문일 것이라는 현경자(2007)의 제언과 일치 하는 것이다. 또한 자기개념 명확성이 주관적 안녕감에 정적 영향을 미친다는 연구들(송보라, 이기학, 2009; Campbell, et al., 1996; Usborne & Taylor, 2010)과도 일치하는 것이다. 그런데 독립적 및 상호의존적 자아해석의 상호작용항과 주관적 안녕감 간 관계에서 인지적 유연성은 매개효과를 나타내지 않았다. 이러한 결과는 서로 다른 두 가지 자아해석이 모두 높으면 환경에 따라 다른 요구를 받았을 때 융통성을 발휘할 수 있는 능력을 발달시키 게 되어 긍정적인 효과를 가져오게 될 것이라는 이시은(2010)과 박선영(2005) 및 현경자 (2010)의 제언과 일치하지 않는 것이다. 본 연구에서 인지적 유연성이 매개하지 않게 나타

난 이유는 독립적 자아해석이 주관적 안녕감에 직접 영향을 미치는 설명량이 크기 때문으로 추정된다.

나아가 독립적 및 상호의존적 자아해석의 상호작용항과 우울 간의 관계에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성의 매개효과가 나타났다. 즉 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 모두 높을수록 인지적 유연성과 자기개념 명확성을 높이고 이는 우울을 감소시킴이 확인되었다. 이러한 결과는 전술한 현경자(2010)와 이시연(2010) 및 박선영(2005) 등의 제언과 일치하는 것이며, 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 우울에 부적 영향을 미친다는 연구들(김완일, 2008; 송보라, 이기학, 2009; Campbell, et al., 1996; Usborne & Taylor, 2010) 과도 일치하는 것이다.

이러한 결과는 대학생의 독립적 및 상호의존적 자아해석이 주관적 안녕감 증진이나 우울 감소에 이르도록 하는 통로에 자기개념 명확성의 증진이 중요하다는 것을 시사한다. 따라서 대학생의 자기개념 명확성을 증가시키기 위해 명확한 집단 정체성을 갖도록 돕거나(Usborne & Taylor, 2010), 개인적으로 가치를 부과한 목표 달성을 실패하지 않도록 도울 필요가 있다(Ayduk, Gyurak, & Luerssen, 2009).

둘째, 자기복잡성은 자기개념 명확성이 우울에 미치는 경로에서 조절효과를 나타냈다. 그러나 자기개념 명확성이 증가할수록 자기복잡성이 더욱 긍정적으로 작용할 것이라고 예상한 본 연구의 예측과는 다른 결과였다. 즉, 자기개념 명확성이 낮은 경우, 자기복잡성이 긍정적으로 기능하여 자기복잡성이 높은 집단이 자기복잡성이 낮은 집단보다 덜 우울한 것으로 나타났다. 하지만 이와는 반대로 자기개념 명확성이 높은 경우, 자기복잡성이 높은

집단이 낮은 집단에 비해 더 우울한 것으로 나타났다. 이는 자기개념 명확성이 낮을 때는 자기복잡성이 보호요인이 되지만, 자기개념 명확성이 높을 때는 자기복잡성이 위험요인이 됨을 의미한다.

이러한 결과는 일치하지 않는 자기복잡성의 선행연구들로 인해 해석하기 어려운 면이 있다. Linville(1985, 1987)은 자기복잡성의 스트레스 완충가설을 통해 다양한 자기측면을 가진 사람은 어느 한 가지 자기측면에서 스트레스를 받을 경우, 스트레스를 받지 않은 다른 측면들이 스트레스를 완충하는 역할을 함으로써 단순한 자기측면을 가지고 있는 사람들보다 우울증을 적게 경험한다는 사실을 확인하였다. 이러한 자기복잡성 완충가설은 많은 연구들에서 지지되었으나(Dixon & Baumeister, 1991; Jordan & Cole, 1996, Renaud & McConnell, 2002; Smith & Cohen, 1993), 자기복잡성이 높을수록 우울이 높아지거나 심리적으로 건강하지 않다는 등의 자기복잡성 완충가설에 반대된 연구 결과들 또한 보고되고 있다(김완일, 김재환, 1992; Rafaeli-Mor & Steinberg, 2002). 이러한 일치하지 않는 결과들을 통해 자기복잡성과 우울과의 관계에서 조절하는 변인이 있음을 추론해 볼 수 있다.

또한 본 연구의 결과가 나타나게 된 다른 가능성으로 자기복잡성의 척도 및 구성개념상의 문제를 고려해볼 수 있다. 본 연구는 자기복잡성을 측정할 때 Linville(1985)의 성격특성 분류과제를 사용하였다. 최근 연구에서 이와 같은 방법을 사용하여 자기복잡성을 측정하는 것에 대한 제한점이 제기되고 있다. Shleicher와 McConnell(2005)은 Carlston(1994)의 체제관련 이론에 바탕을 두고 자기복잡성 측정방법을 새로 만들어 제안하였다. 그들은 기

존의 자기복잡성 측정 방법으로는 스트레스 완충가설이 입증되지 않은 반면에 새로운 측정방법의 경우 완충가설이 입증됨을 밝혔다. 또한 처음 자기복잡성 이론을 제시한 Linville(1985)은 자기복잡성의 중첩현상을 개인이 가지고 있는 성격특질들이 각각의 자기측면에서 얼마나 독립적으로 나타나는지로 설명하였으나, 이후 Luo, Watkins 및 Lam(2008)는 중첩현상에 대해 성격특질의 독립적 측면을 고려하는 것이 아니라, 자기 측면들 간에 있는 성격 특질의 차이에 대한 평균을 보는 것으로 해석하여 Linville(1985, 1987)과는 다른 측정방법을 제안한 바 있다.

본 연구의 결과는 독립적 및 상호의존적 자아해석이 둘 다 낮을 때 우울에 미치는 과정에 자기복잡성이 보호요인 역할을 할 것이라는 제언(현경자, 2010)을 부분적으로 검증하였다고 할 수 있다. 또한 이러한 결과는 독립적 및 상호의존적 자아해석이 모두 낮은 대학생의 우울 감소를 위한 상담적 개입을 할 경우, 자기복잡성을 증가시키는 것이 좋은 개입방법이 될 수 있으나 항상 그렇다는 것은 아니라는 것을 보여준다. 자기개념 명확성이 낮은 대학생들의 경우 자기복잡성이 높으면 덜 우울하지만, 자기개념 명확성이 높은 대학생들의 경우 자기복잡성이 높으면 더 우울할 수 있다. 이렇게 자기개념 명확성의 수준에 따라 우울에 대한 자기복잡성의 역할이 다르므로 이를 고려하는 것이 필요함을 시사한다.

셋째, 경로모형에서 성차가 확인되었다. 즉 남자 집단은 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감에 영향을 미칠 때 자기개념 명확성이 매개하고, 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 우울에 영향을 미칠 때 인지적 유연성과 자기개

념 명확성이 매개하였다. 반면 여자 집단은 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 동시에 주관적 안녕감과 우울에 영향을 미칠 때, 독립적 및 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 인지적 유연성과 자기개념 명확성 모두에 유의미한 관계를 갖지 않아 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 매개하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Cross와 Madson(1997)이 남자와 여자는 서로 다른 자아해석 양식을 구성하며, 자아해석이 심리적 처리과정에 영향을 미쳐 정서, 인지, 행동 등에서 성차가 나타난다고 한 것을 확인하는 것이다. 또한 자아해석의 혼합 유형과 정서적 안녕감 및 부적정서가 관련하는 방식이 성별에 따라 차이를 보여준 박선영(2005)의 연구와 일맥상통한다고 할 수 있다. 본 연구모형의 독립적 및 상호의존적 자아해석의 상호작용항이 인지적 유연성과 자기개념 명확성을 예측하는 두 경로에서 나타난 성차를 논의해 볼 필요가 있다. 나타난 결과는, 남자의 경우 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 모두 높으면 이에 상응해서 인지적 유연성과 자기개념 명확성이 높아지나, 여자의 경우는 두 자아해석 양식의 수준과 인지적 유연성 및 자기개념 명확성이 관련이 없었다. 이는 두 자아해석이 모두 높을 때 남자는 명확한 자기개념의 인식수준에 기초해 서로 다른 관점의 자기관을 상황의 요구에 맞게 사용하거나 탄력적이고 유연하게 기능하도록 하는 인지적 유연성이 높아짐으로써 주관적 안녕감의 증진과 우울의 감소를 가져오게 됨을 보여주나, 여자의 경우는 두 자아해석이 모두 높을 때 주관적 안녕감의 증진과 우울감소를 가져오는 심리적 과정이 남자와 차이를 시사하는 것이다. 또한 이러한 차이는 연구모형에서 남자의 경우 상호의존적 자아해석이

주관적 안녕감과 우울로 직접 가는 경로계수가 유의미하지 않았으나, 여자의 경우 상호의존적 자아해석이 주관적 안녕감과 우울로 직접 가는 경로계수가 모두 유의미하게 나타난 것과는 관련이 있을 것으로 생각된다. 즉 남자와 다르게 여자의 경우, 주관적 안녕감 증진과 우울 감소에 상호의존적 자아해석이 독자적으로 중요한 역할을 하는 것이 일정부분 원인으로 추론된다. 이것은 김현미, 방희정, 소유경, 옥정, 김은경(2006)에서 자아해석이 심리적 안녕감을 예측하는 경로에 나타난 성차와 일치하는 것으로, 여자의 심리적 적응에 상호의존적 자아해석이 독특한 역할을 함을 시사하는 것이다.

본 연구는 독립적 자아해석과 상호의존적 자아해석이 모두 높을수록 주관적 안녕감 및 우울에 긍정적인 영향을 미치는 과정에서 인지적 유연성과 자기개념 명확성의 매개 역할을 밝히고, 연구모형의 자기개념 명확성이 우울을 예측하는 경로에서 자기복잡성의 조절효과를 확인하였으며, 연구모형의 경로에서 성차를 확인함으로써 자아해석과 주관적 안녕감 및 우울 간 관계의 기제와 양상에 대한 지식을 산출한 것에 연구의의가 있다.

본 연구에서는 자기복잡성을 측정할 때 Linville(1985)의 성격특성 분류과제를 사용하였는데, 근래에 들어 몇몇 연구자들이 Linville(1985)의 방식이 자기복잡성의 스트레스 완충가설을 입증하지 못한다하여 자기복잡성에 대해 새로운 측정방법을 고안해 내었다(Luo, Watkins, & Lam, 2008; Shleicher & McConnel, 2005). 추후의 연구에서는 Linville(1985)의 성격특성 분류과제와 더불어 새로운 방법들과 함께 자기복잡성을 측정하여 상호 비교하는 연구가 진행될 필요가 있겠다. 또한 추후연구에

서는 여성의 경우 독립적 및 상호의존적 자아해석이 둘 다 높을 때 심리적 적응에 미치는 과정에서 어떤 다른 변인이 매개하는지 확인하는 연구가 진행될 필요가 있다.

## 참고문헌

- 김계수 (2006). AMOS 구조방정식 모형분석. 서울: 한나래.
- 김동직 (1999). 문화적 맥락에서 본 개별성-관계성과 심리적 적응의 관계. 고려대학교 대학원 박사학위 논문.
- 김동직, 한성열 (1998). 개별성-관계성 척도의 제작과 타당화 연구. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 12(1), 71-93.
- 김두섭, 강남준 (2008). 회귀분석. 나남.
- 김보경 (2003). 독립적-상호의존적 자기관과 사회불안. 연세대학교 석사학위 논문.
- 김원일 (2008). 자기복잡성과 인지적 유연성이 심리적 적응에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(3), 715-734.
- 김원일, 김재환 (1992). 대학생의 자기 긍정감, 자기 복잡성 및 우울 성향과의 관계. 한양대학교 학생생활연구소: 대학생생활연구, 10, 249-270.
- 김윤주, 한성열 (1993). 자기에적 성격과 자기복합성의 관련성에 대한 연구. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 7(1), 28-36.
- 김지경, 김명소 (2003). 한국 남녀의 관계적 자아의 특성: 다원적 구성요인 탐색 및 타당성 분석. 한국심리학회지: 사회문제, 9(2), 41-59.
- 김태근 (2006). 회귀분석. 인간과 복지.
- 김현미, 방희정, 소유경, 옥정, 김은경 (2006).

- 한국 남녀 대학생 집단에서 자아해석이 심리적 안녕감에 미치는 영향. *한국심리학회지: 여성*, 11(4), 437-458.
- 박선영 (2005). 대학생들의 자기관과 주관적 안녕감에 대한 연구: 서울과 대구 지역을 중심으로. *청소년학연구*, 12(3), 71-92.
- 손은령 (2001). 여자대학생이 지각한 진로장벽. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 송보라, 이기학 (2009). 자기개념 복잡성과 심리적 적응 관계에서의 인지적 유연성 및 자기개념 명확성의 매개효과 모형 검증. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 23(3), 73-88.
- 서은국, 구재선 (2011). 단축형 행복 척도 (COMOSWB) 개발 및 타당화. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 25(1), 95-113.
- 안신능 (2006). 자기 개념에 따른 자기 불일치와 삶의 만족도의 인과적 관계. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 양명순, 하정희 (2006). 자기해석 방식이 우울 및 심리적 안녕감에 미치는 영향: 정서표현 갈등의 매개효과를 중심으로. *한국청소년연구*, 17(2), 85-105.
- 우영지 (2007). 여대생의 개인 특성에 기초한 다중역할계획태도 군집유형에 따른 진로장벽지각 수준 비교. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 우영지, 이기학 (2011). 여대생의 문화성향 군집에 따른 다중역할계획태도, 성취동기, 자기효능감의 차이 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 23(2), 405-425.
- 윤소야 (2004). 문화성향과 일관성 추구 경향, 자기개념 명료성 및 성격 특성 지각. 서강대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 이시은 (2010). 개별성-관계성과 부정적 정서표현갈등의 관계에서 공적 자의식의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 22(3), 777-796.
- 이정은 (2005). 자기복잡성과 자기효능감이 우울과 지각된 스트레스에 미치는 영향. 아주대학교 대학원 석사학위논문.
- 조궁호, 명정완 (2001). 문화성향과 자의식의 유형. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 15(2), 111-139.
- 조미랑 (2004). 외향성 수준과 문화적 자기관 유형이 주관적 안녕감에 미치는 영향. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 최은혜 (2011). 자기조절과 인지적 유연성이 특성 분노 및 분노표현에 미치는 영향. 대구가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 한국여성연구소 (2000). 여대생의 직업의식 실태와 정책과제. 노동부.
- 한정연 (2008). 대학생의 문화적 자기관 유형과 자기통제력이 주관적 안녕감에 미치는 영향. 숙명여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 허심양 (2011). 완벽주의와 심리적 부적응의 관계에서 인지적 유연성의 역할. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 현경자 (2007). 기혼자의 자기해석 통합유형과 결혼안정: 결혼만족의 매개효과. *한국심리학회지: 일반*, 26(2), 137-160.
- 현경자 (2010). 중도장애, 이혼과 같은 생애위기 경험자의 자기해석 복잡성과 심리적 안녕. *한국사회복지학*, 62(4), 193-222.
- Adserà, A., & Boix, C. (2002). Trade, democracy, and the size of the public sector: The political underpinnings of openness. *International Organization*, 56(2), 229-262.
- Aiken, L. S., West, S. G., & Reno, R. R. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting*

- interactions*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Allison, P. D. (1999). *Multiple regression: A primer*. Thousand Oaks, CA: Pine Forge Press.
- Ayduk, O., Gyurak, A., & Luerssen, A. (2009). Rejection sensitivity moderates the impact of rejection on self-concept clarity. *Personality and Social Bulletin*, 35(11), 1467-1478.
- Campbell, J. D. (1990). Self-esteem and clarity of the self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 539-549.
- Campbell, J. D., Trapnell, P. D., Heine, S. J., Kartz, I. M., Lavallee, L. F., & Lehmann, D. R. (1996). Self-concept clarity: Measurement, personality correlates, and cultural boundaries. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 141-156.
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (2002). Looking backward: Changes in the mean levels of personality traits from 80 to 12. In D. Cervone & W. Mischel (Eds.), *Advances in personality science* (pp. 219 - 237). New York: Guilford Press.
- Cross, S. E., & Madson, L. (1997). Models of the self: Self-construals and gender. *Psychological Bulletin*, 122, 5-37.
- Cross, S. E., Bacon, P. L., & Morris, M. L. (2000). The relational-interdependent self-construal and relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(4), 791-808.
- Dennis, J. P., & Vander Wal, J. S. (2010). The cognitive flexibility inventory: Instrument development and estimated of reliability and validity. *Cognitive Therapy and Research*, 34, 241-253.
- Dinnel, M. F., Kleinknecht, K. R., & Tanaka-Matsumi, J. (2002). Cultural comparisons of social phobia symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 75-84.
- Diener, E., & Emmons, R. A. (1984). The independence of positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 1105-1117.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75.
- Fave, A. D. (2006). *Dimensions of well-being: Research and intervention*. Milano: Franco Angeli.
- Neal, J., Duval, E., Ward, R., Wu, Y., & Jahn, N. (2010, February 7). *Individualism as a moderator of the association between self-concept clarity and relationship satisfaction*. University College London. <http://robinward.wordpress.com>에서 2011, 2, 7 인출.
- Kim, B. S. K., & Omizo, M. M. (2005). Asian and European American cultural values, collective self-esteem, acculturative stress, cognitive flexibility, and general self-efficacy among Asian American college students. *Journal of Counseling Psychology*, 52(3), 412 - 419.
- Lam, B. T. (2005). Self-construal and depression among Vietnamese-American adolescents. *International Journal of Intercultural Relations*, 29, 239-250.
- Lewandowski, G. W., Nardone, N., & Raines, A. J. (2010). The role of self-concept clarity in relationship quality. *Self and Identity*, 9, 416-433.

- Linville, P. W. (1982). The complexity-extremity effect and age-based stereotyping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 193-211.
- Linville, P. W. (1985). Self-complexity and affective extremity: Don't put all of your eggs in one cognitive basket. *Social Cognition*, 3, 94-120.
- Linville, P. W. (1987). Self-complexity as a cognitive buffer against stress-related illness and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 663-676.
- Luo, W., Watkins, D., & Lam, R. Y. H. (2008). Measuring of self-complexity: A critical analysis of Linville's H static. *Journal of Applied Measurement*, 9, 357-373.
- Markus, H., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253.
- Markus, H., & Nurius, P. (1986). Possible selves. *American Psychologist*, 41(9), 954-969.
- Martin, M. M., Anderson, C. M., & Thweatt, K. S. (1998). Aggressive communication traits and their relationships with the cognitive flexibility scale and the communication flexibility scale. *Journal of Social Behavior and Personality*, 13, 531-541.
- Martin, M. M., & Rubin R. B. (1995). A new measure of cognitive flexibility. *Psychological Reports*, 76, 623-626.
- Matsumoto, D., Kouznetsova, N., Ray, R., Ratzalaff, C., Biehl, M., & Raroque, J. (1999). Psychological culture, physical health, and subjective well-being. *Journal of Gender, Culture, and Health*, 4(1). 1-18.
- McConnell, A. R., Remaud, J. M., Deab, K. K., Green, S. P., Lamoreaux, M. J., Hall, C. E., & Rydell, R. J. (2005). Whose self is it anyway? Self-aspect control moderates the relation between self-complexity and well-being. *Journal of Experimental Social Psychology*, 41, 1-18.
- Norasakkunkit, V., & Kalick, S. M. (2002). Culture, ethnicity, and emotional distress measures: The role of self-construal and self-enhancement. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33(1), 56-70.
- Okazaki, S. (1997). Sources of ethnic differences between Asian American and White American college student on measures of depression and social anxiety. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 52-60.
- Rafaeli-Mor, E., & Steinberg, J. (2002). Self-complexity and well-being: A review and research synthesis. *Personality and Social Psychology Review*, 6, 31-58.
- Radloff, L. S. (1997). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Schleicher, D. J., & McConnell, A. R. (2005). The complexity of self-complexity: An associated systems theory approach. *Social Cognition*, 23, 387-416.
- Singelis, T. M. (1994). The Measurement of independent and interdependent self-construals. *Journal of Personality and Social Psychology Bulletin*, 20, 580-591.
- Ting-Toomey, S., Oetzel, J. G., Yee-Jung, K. (2001). Self-construals types and conflict management styles. *Personality and Social*

- psychology Bulletin*, 20, 580-591.
- Triandis, H. C. (1989). The self and social behavior in differing cultural contexts. *Psychological Review*, 96, 506-520.
- Thurston B. J., & Runco M. A. (1999). Flexibility. In M. A. Runco & S. R. Pritzker, (Eds.), *Encyclopedia of creativity*. 1, San Diego, CA: Academic Press, 729-732.
- Usborne, E., & Taylor, D. M., (2010). The role of cultural identity clarity for self-concept clarity, self-esteem, and subjective well-being. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 36(7), 883-397.
- Woolfolk, R. L., Novalany, J., Gata, M. A., Allen, L. A., & Polino, M. (1995). Self-complexity, self-evaluation and depression: An examination of form and content within the self-schema. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 1108-1120.

1 차원고접수 : 2012. 3. 10.

수정원고접수 : 2012. 6. 13.

최종게재결정 : 2012. 6. 18.

## **The relationship among self-construal, subjective well-being and depression**

**Eun Young Jo**

**Sung Moon Lim**

Chungbuk National University

The purpose of this study was to test the pass model which cognitive-flexibility and self-concept clarity mediate in the relations between the condition of high levels of as well independent self-construal as interdependent self-construal and subjective well-being, and between these condition of self-construals and depression. Furthermore, it was investigated whether self-complexity has moderating effects in the pathway from cognitive-flexibility and self-concept clarity to subjective well-being and depression on our pass model. In addition, it was explored whether gender difference appeared in our pass model. For these aims of this study, data were collected from 671 students(333 males, 338 females) in eight universities. For the analyses of mediating effects and moderating effects, the method of structural equation modelling was used. The results were as follows. First, this study showed that self-concept clarity was a mediator in the relationship where subjective well-being was affected by both independent self-construal and interdependent self-construal. And this study showed that cognitive flexibility and self-concept clarity were mediators in the relationship where depression was affected by both independent self-construal and interdependent self-construal. Second, self-complexity moderated the relation between self-concept clarity and depression on our model. That is, when the level of self-concept clarity is low and the level of self-complexity is high, the level of depression is low, but when the level of self-concept clarity and the level of self-complexity are high, the level of depression is high. Third, it was identified that there are differences by gender in our pass model. We discussed the meaning of some results which were not consistent with previous researches and the implications for further study.

*Key words* : self-construal, subjective well-being, depression, cognitive flexibility, self-concept clarity, self-complexity