

## 시간에 따른 자아존중감 변화에 대한 중고등학생 비교: 잠재 상태-특성 모형 분석

박 승 민

숭실대학교

강 민 철<sup>†</sup>

용문상담심리대학원대학교

김 은 하

단국대학교

본 연구의 목적은 자아존중감 수준이 가장 쉽게 변할 수 있는 시기인 청소년을 대상으로 기질적 요소와 상황-특수적 요인이 자아존중감의 변화를 어느 정도 설명하는지 살펴보고, 중고등학생 간 차이를 비교하는데 있다. 이를 위해 수도권 학교에 재학 중인 중고등학생 750명에게 Rosenberg 자아존중감 척도를 3개월 간격으로 3차례에 걸쳐 배포하고, 이 중 710명의 자료를 잠재 상태-특성 모형을 적용하여 분석하였다. 연구 결과, 중학생의 자아존중감은 기질적 특성에 의하여 약 55%가 설명되고, 나머지 45%는 상황-특수적인 원인에 의하여 설명되는 것으로 나타났다. 반면에 고등학생의 자아존중감은 기질적인 성향에 의해 약 68%, 나머지 32%는 상황-특수적인 요인에 의해 설명되는 것으로 나타났다. 두 집단을 비교했을 때 고등학생들의 자아존중감이 기질적인 성향에 의하여 설명되는 정도가 중학생들에 비하여 적게는 5.3%에서 많게는 10.6% 큰 것으로 나타났다. 이러한 학교급에 따른 차이를 다집단 분석을 통해 검증한 결과 그 차이가 통계적으로 유의함을 확인하였다. 본 연구 결과를 바탕으로 연구의 의의 및 상담에 주는 시사점을 논의하였다.

주요어 : 자아존중감, 자존감, 잠재 상태-특성 모형

<sup>†</sup> 교신저자 : 강민철, 용문상담심리대학원대학교, (110-450) 서울시 종로구 율곡로 154

E-mail : kkmcc1122@naver.com

자아존중감(self-esteem)은 상담심리 뿐만 아니라 심리학 및 유관 학문 분야에서 매우 빈번히 연구되어져 온 변인이자(Trzesniewski, Donnellan, & Robins, 2003), 대중적으로도 널리 알려진 개념이다(Blascovich & Tomaka, 1991). 자아존중감은 자기 인식(self-knowledge)에 있어 평가적인 요소로서(Blascovich & Tomaka, 1991), 자기 자신의 가치를 인정하고, 자기 자신에게 진심어린 애정을 갖는 것을 의미한다(Williams, 1979). 많은 사람들이 이러한 자아존중감의 중요성을 인식하고 있으며(Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003; Pelham & Swann, 1989), 특히 아동이나 청소년을 교육하는 교사나 학부모들은 자아존중감 발달이나 이에 대한 교육 방법을 이해하기 위해 적극적인 노력을 기울이고 있다.

선행연구에 따르면, 자아존중감은 다양한 심리적 변인과 밀접한 관련이 있는 것으로 밝혀져 왔다. 예컨대, 자아존중감이 높은 사람들은 타인과 긍정적인 방식으로 대인관계를 맺는 경향이 있으며(이민선, 채규만, 2012; Hendrick, Hendrick, & Adler, 1988; Laible, Carlo, & Roesch, 2004; Lakey, Tardiff, & Drew, 1994), 대인관계 만족도 역시 높은 것으로 나타났다(Schackelford, 2001; Voss, Markiewicz, & Doyle, 1999). Orth, Robins과 Widaman(2012)은 이에 대한 원인 중 하나로 자아존중감 수준이 낮은 사람일수록 거절에 민감하여 친밀한 관계를 기피하기 때문인 점(Murray, Homes, & Griffin, 2000)을 들었다. 또한 자아존중감은 진로나 직업 관련 변인과도 밀접한 연관이 있는 것으로 밝혀진 바 있다. 예컨대, 청소년들의 자아존중감 수준이 높을수록 진로성숙도 수준도 높아지는 경향이 있으며(이경희, 윤미현, 2011; Crook, Healy, & O'Shea, 1984), 자아존중감은 직

업 만족도에도 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(허영림, 윤혜진, 1999; Judge & Bono, 2001). 뿐만 아니라 자아존중감은 정신건강(이은희, 최태산, 서미정, 2000; 최미례, 이인혜, 2003; Block, Gjerde, & Block, 1991; Orth, Robins, & Roberts, 2008; Reinherz, Giaconia, Pakiz, & Silverman, 1993; Roberts & Monroe, 1992)과 신체적 건강(Benyamini, Leventhal, & Leventhal, 2004; Christie-Mizell, Ida, & Keith, 2010; Stinson et al., 2008)에도 커다란 영향을 미친다는 연구결과가 지속적으로 보고되고 있다.

이러한 연구들은 자아존중감을 다양한 삶의 영역에 있어 주요 변인들에 대한 원인으로 설정하였다는 점에서 공통점이 있다. 주로 기질적인 속성에 영향을 받아 안정성(stability)이 높은 변인을 특성 변인이라 하며, 상황-특수적인 요인에 의해 영향을 받아 안정성이 높지 않은 변인을 상태 변인이라 부른다. 자아존중감에 대한 연구 대부분이 횡단 자료를 분석했음에도 불구하고 자아존중감을 원인 변인으로 설정한 이유는 자아존중감을 특성 변인, 즉 시간에 따라 잘 변하지 않는 속성을 가진 변인으로 간주하였기 때문이다.

안정성 개념은 시간에 따른 심리적 구인의 변동에 대한 것으로, 변동은 크게 체계적인 것과 비체계적인 것으로 나뉜다. 체계적 변동은 대개 긴 시간에 걸쳐 일어나는 것으로, 특정 패턴의 변화를 의미한다. 예컨대 시간에 따라 선형적으로 증가한다든지 로지스틱 곡선 패턴(Singer & Willett, 2003)과 같은 비선형 형태의 변화가 이에 해당한다. 반면에 비체계적 변동은 비교적 짧은 시간 간격을 기준으로 측정되는 것으로, 해당 구인이 상황-특수적인 요인에 의해 얼마나 영향을 받는지와 관련 있다.

이 두 가지 변동 모두가 자아존중감 발달과 관련하여 중요하게 다루어져 온 문제인데 (Trzesniewski et al., 2003), 본 연구는 이 중 비체계적 변동에 대해서만 다루고자 한다. 즉, 본 연구에서의 자아존중감 안정성은 자아존중감 수준에 대한 기질적 특성의 효과 크기를 의미한다.

일찍이 Wylie(1979)는 자아존중감이 시간에 따른 변동이 매우 미미한 변인이라 결론 내린 바 있으며, 여러 종단연구들 역시 이러한 결과를 뒷받침해준 바 있다. 예컨대, Helson과 Moane(1987)의 연구에서 성인을 대상으로 한 자아존중감의 검사-재검사 상관은 .72였으며, Bachman, O'Malley와 Johnston(1978)의 연구에서는 무려 .90에 가까운 수치를 보였다. 이러한 연구 결과들은 자아존중감의 안정성이 매우 높음을 보여준다.

그러나 어떤 연구자들(Demo, 1992; O'Malley & Bachman, 1983; Robins, Trzesniewski, Tracy, Gosling, & Potter, 2002; Twenge & Campbell, 2001)은 자아존중감의 안정성이 매우 높다는 결론에 의문을 제기하여 왔으며, 이와 상반된 결과를 보여주는 연구도 상당수 보고된 바 있다. 예컨대, Nottleman(1987)의 연구에서 청소년을 대상으로 한 자아존중감의 검사-재검사 상관은 .50정도였으며, Rubin(1978)의 연구에서는 이보다 적은 수치인 .43이었다. 이러한 연구 결과는 앞서 제시한 연구결과와 달리 자아존중감의 안정성이 그다지 높지 않다는 것을 보여준다.

이렇듯 자아존중감 안정성이 다소 낮게 추정된 연구결과는 자아존중감을 타인과 관련하여 자신의 가치에 대해 가지는 일시적인 믿음으로 간주하는 Leary와 Baumeister(2000)의 견해를 뒷받침해 준다. 이러한 관점에서 보면, 자

아존중감은 사회적 평가나 외부사건의 영향으로부터 결코 자유롭지 못하다(Trzesniewski et al., 2003). 심지어 몇몇 연구자들(Kernis, Cornell, Sun, Berry, & Harlow, 1993; Kernis, Grannemann, & Barclay, 1992)은 자아존중감 수준은 매 순간 변하며, 그렇기 때문에 자아존중감을 온전한 특성변인으로 간주할 수 없다고 주장하였다.

자아존중감 안정성에 대한 연구자들의 상반된 주장 및 연구결과들을 종합하면, 자아존중감은 기질적인 속성과 상황에 따라 가변적인 속성이 공존하는 구인으로 볼 수 있다. 특히 자아존중감 안정성 추정치가 연구에 따라 크게 달라짐은 자아존중감 안정성이 맥락변인에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 실제 Trzesniewski 등(2003)은 자아존중감의 안정성이 맥락변인의 영향에 따라 달라질 수 있음을 제안한 바 있다. 그런데 주로 안정성이 높게 추정된 연구들이 대개 성인을 대상으로 이루어졌으며, 안정성이 낮게 추정된 연구결과들은 아동이나 청소년들을 연구대상으로 하고 있다. 이를 통해 자아존중감에 대한 상황-특수적인 요인의 영향력 크기가 발달연령에 따라 달라질 수 있음을 추론할 수 있다.

특히 청소년기에 있어 자아존중감은 정신건강(정병삼, 2010)과 자살사고(여지영, 박태영, 2013)에 있어서 유의한 영향을 미치는, 청소년 위기에 있어 매우 중요한 역할을 하는 변인이다. 더욱이 청소년기의 자살률이 매우 높으며, 자살이 청소년기 죽음 원인들 중 1위라는 점(강민철, 조현주, 이종선, 2013)은 이 시기의 자아존중감에 대한 상담 개입의 중요성을 시사한다.

지금까지의 논의를 토대로 본 연구의 필요성을 간략하게 제시하면 다음과 같다. 첫째, 자아존중감에 대한 안정성은 오래 전부터 꾸

준히 논의되어 왔으며, 이는 자아존중감의 안정성이 자아존중감 이론에 커다란 위치를 차지함을 의미한다. 따라서 자아존중감의 안정성에 대한 연구는 자아존중감 이론 확립에 도움이 된다는 점에서 그 필요성을 확인할 수 있다(Trzesniewski et al., 2003). 자아존중감은 심리학에서 가장 많이 연구되어져 온 변인 중 하나로 다른 여러 변인들과 다양한 관련성이 있는 것으로 꾸준히 보고되고 있다. 하지만 대부분의 연구가 횡단자료를 사용함에도 불구하고 연구모형에서의 자아존중감의 위치를 논리에만 의존하여 설정하는 경우가 많다. 주요 심리적 구인들에 대한 안정성 정도가 보다 명확히 밝혀진다면 다양한 연구 모형의 논리적 구성에 큰 도움이 될 것이다. 둘째, 선행 연구에서 자아존중감 발달에 가장 취약한 것으로 나타나는 청소년기 학생들의 자아존중감 변이(variability)가 어느 정도나 기질적인 요인과 상황-특수적인 요인에 의해 설명되는지를 면밀히 살펴봄으로써 청소년기 자아존중감 발달과정에서 그들을 효과적으로 돕기 위한 이론적 토대를 마련할 수 있다. 같은 청소년기 안에서 자아존중감의 안정성이 어떻게 변화하는지 알아보는 것은 이론적·임상적으로 매우 중요하다. Huang(2010)의 메타연구에 따르면, 청소년기 자아존중감의 안정성은 점차 증가하는 것으로 나타난 바 있다. 따라서 중학생 시기에 비해 고등학생 시기에 자아존중감의 안정성이 보다 높을 것으로 예상할 수 있다. 이는 자아존중감에 대한 상담적 개입이나 교육이 안정성이 낮은, 즉 상황-특수적 요인에 영향을 많이 받는 중학생 시기에 더욱 적극적으로 이루어지는 것이 효과적임을 시사하는 것이기 때문에 이러한 가설이 참인지 확인해 볼 필요가 있다. 마지막으로 자아존중감은 다른

다양한 변인과 상호작용하여 정신건강에 유익한 영향을 미치는 변인으로 조사되고 있다. 따라서 다른 변인의 안정성 정도가 이미 알려져 있다고 할 때, 자아존중감의 안정성에 대한 연구는 이와 관련된 프로그램 개발이나 개입방안 마련에 있어 어느 변인에 초점을 맞추는 것이 보다 효율적인지 알려줄 수 있다.

이상의 필요성을 바탕으로 본 연구에서는 청소년기 발달연령에 따른 자아존중감의 안정성 차이를 알아보기 위하여 잠재 상태-특성(Latent State-Trait: LST) 모형을 설정하여 다집단 분석을 실시하고자 한다. 다집단 분석을 실시한 이유는 표본을 중학생 집단과 고등학생 집단으로 나누어 각 집단의 자아존중감 안정성 크기를 비교하기 위함이다. 자아존중감의 안정성을 정밀하게 측정하기 위해서는 같은 대상에게 설문을 여러 번 실시하여 수집한 패널자료를 구조방정식을 통해 분석하는 것이 필요하다. Geiser(2013)는 종단자료에 대한 구조방정식 모형을 크게 변화(change) 모형과 변이(variability) 모형으로 구분하였다. 변화 모형(예컨대, 자기교차지연 모형이나 잠재성장 모형)은 연구의 목적이 오래 지속되는 동시에 잠재적으로 되돌려지지 않는 변화를 측정하는데 있으며, 반면에 변이 모형은 상황-특수적인 변동(fluctuations)을 측정하는데 있다. 즉, 변화 모형이 주로 체계적인 변동을 다룬다면, 변이 모형은 불규칙적인 변동을 다룬다. 본 연구에서의 살펴보고자 하는 자아존중감의 안정성은 상황-특수적인 원인에 의한 변동과 관련한 것이기 때문에, 이를 측정하기 위해서는 변이 모형에 대한 분석이 필요하다.

변이모형을 다루는 구조방정식 모형에는 잠재 상태(Latent State: LS) 모형과 LST 모형이 있다(Geiser, 2013). 이 두 모형을 그림으로 표

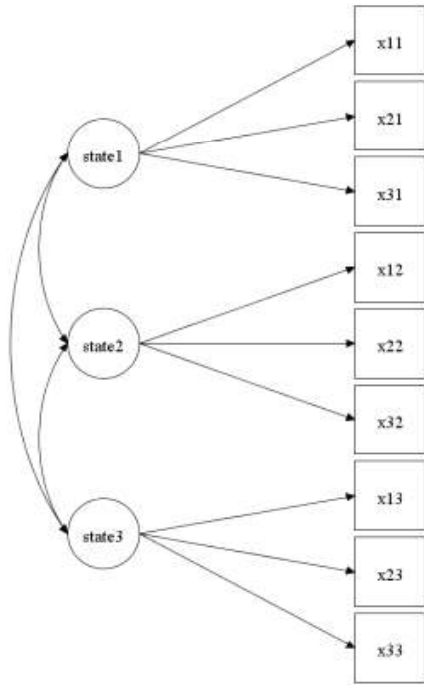


그림 1. LS 모형

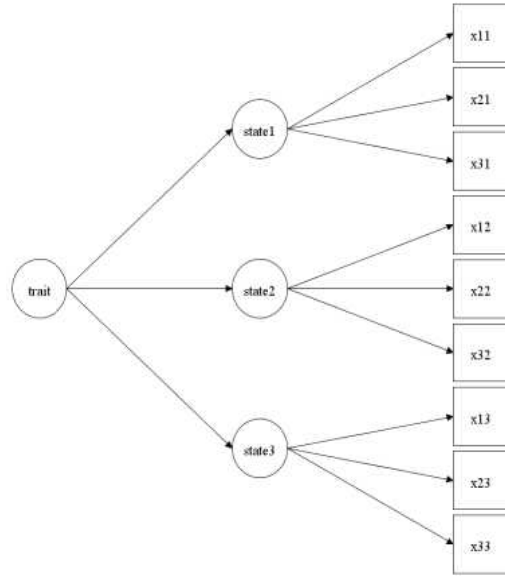


그림 2. LST 모형

현하면 그림 1~2와 같다. LS 모형은 반복측정 자료에 대해 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis: CFA)을 적용한 것이다. 그림에서  $x_{ij}$ 의  $i$ 는 문항을,  $j$ 는 측정시기를 나타내며, 측정오차는 표현의 간명성을 위해 생략하였다. 이 모형에서 잠재변인 간 상관 크기는 안정성 수준을 의미한다. LS 모형은 매우 간명하다는 장점이 있으나 기질적인 특성과 상황-특수적인 특성에 의해 설명되는 정도가 단지 간접적인 방식에 의해 추론된다는 단점이 있다 (Geiser, 2013). LST 모형은 LS 모형에 2차요인을 추가로 설정한 것으로, 수검자 뿐 아니라 상황이나 이 둘 간의 상호작용 역시 검사점수 변동의 주요 원인으로 간주한다(Steyer, Schmitt, & Eid, 1999). 그림 2에서 2차 요인은 수검자의 특성(trait)을 나타내며, 1차요인에 대한 방해요

차는 상황 및 상황-수검자 상호작용을 나타낸다. LST 모형에서는 LS 모형과 달리 기질 요인, 상황-특수 요인, 오차 성분이 서로 구분되기 때문에, 1차요인의 변이가 기질 요인과 상황-특수적 요인에 의해 얼마나 설명되는지 추정할 수 있다(Geiser, 2013). 이러한 장점 때문에 LST 모형은 특정 구인의 안정성을 알아보고자 하는 연구에 꾸준히 사용되어 지고 있다 (Steyer, Schwenkmezger, & Auer, 1990; Schumke & Egloff, 2005).

본 연구의 목적에 따른 연구문제를 제시하면 다음과 같다.

**연구문제 1.** 중학생과 고등학생의 자아존중감은 기질적 특성에 의하여 어느 정도 설명되어지는가?

**연구문제 2.** 자아존중감에 대한 기질적 특성의 설명력은 중학생과 고등학생 간 어떤 차이가 있는가?

## 방 법

### 연구대상 및 절차

중고생들의 자아존중감이 특성 요인에 의하여 어느 정도 설명되는 지를 알아보기 위하여 수도권 학교에 재학 중인 750명의 중고등학생들에게 설문지를 배포하였다. 설문지 배포는 3개월 간격으로 총 3차례에 걸쳐 이루어졌다. 첫 번째 설문지 배포에 앞서 학생들에게 연구 목적과 연구절차에 대해 설명하였고, 본인이 원하지 않을 경우 연구에 참여하지 않아도 됨을 안내하였다. 또한 설문결과를 포함한 개인 정보가 연구목적 외의 다른 목적으로 사용되지 않음과 비밀보장을 위하여 개인정보를 코딩화하여 보관할 것임을 고지하였다. 설문에 참여한 학생들에게는 매 차시마다 소정의 설문답례품을 증정하였다. 이와 같은 절차를 거쳐 수집된 총 750명의 자료 중 불성실하게 응답한 40명의 자료를 제외한 총 710명의 자료를 분석에 사용하였다. 결측치는 710명의 학생 중 1차시기 11명, 2차시기 41명, 3차시기 52명이었다. 중학생이 414명, 고등학생이 296명이었으며, 남학생 비율은 54.5%(387명)였다.

### 측정도구

#### 자아존중감

자아존중감을 측정하기 위하여 Rosenberg (1965)가 개발하고 김문주(1990)가 번안한 Rosenberg 자아존중감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale: RSE)를 사용하였다. RSE는 자기 자신을 얼마나 가치 있고 긍정적인 존재로 지각하고 있는지를 측정하며(예, “대체로 나 자신에 대해 만족하고 있다”), ‘전혀 그렇지 않다(1점)’에

서 ‘매우 그렇다(5점)’의 5점 리커트 척도로 되어 있다. RSE는 총 10문항으로 이루어져 있으며, 이중 부정문항 5개에 대해서는 역채점이 이루어진다. 따라서 점수 총점이 높을수록 자아존중 수준이 높음을 의미한다. 원 척도의 문항내적합치도(Cronbach  $\alpha$ )는 .77이며, 본 연구에서는 1차 측정 .78, 2차 측정 .83, 3차 측정 .78이었다.

### 자료분석

자아존중감의 기질적인 특성이 어느 정도인지 알아보기 위하여 RSE에 대하여 LST 모형을 설정하고 이를 분석하였다. 자료분석은 *Mplus* 7을 통해 이루어졌다. LST 모형은 1차 요인 상태 자아존중감으로 설정하고, 2차 요인 특성 자아존중감으로 설정하는 모형으로, 종단자료에 대한 일종의 위계적 CFA모형(그림 3)이다. 그림 1에서와 같이 본 연구는 각 측정 시기에서의 RSE 측정 변인을 3개의 문항군으로 구성하여 배치하였으며, 측정 오차 간 자기상관을 허용하였다. 문항군 설정은 임의할당(random assignment) 방식을 통해 이루어졌다. 임의할당 방식은 잠재구조가 단일차원으로 이루어졌을 때 자주 사용하는 방식으로(Holt, 2004), 가장 큰 장점은 이해 및 적용이 쉽다는 데 있다(Orcan, 2013). 하지만 이 방식은 공통요인의 설명력이 문항에 따라 큰 차이를 보이면 왜곡된 결과가 산출될 수 있다는 단점이 있다(Matsunaga, 2008). 본 연구에서의 각 문항군에 대한 공통요인의 설명력을 각 측정시기 별로 살펴 본 결과 .60~.71로 나타나, 공통요인의 설명력이 문항에 따라 크게 차이가 없음을 확인하였다.

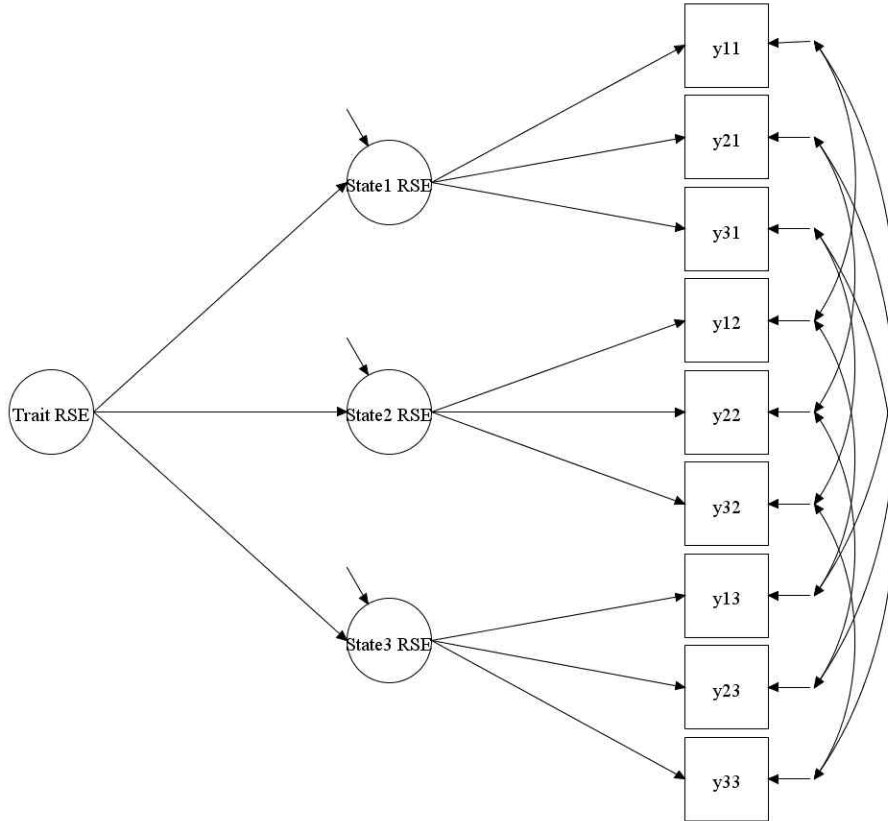


그림 3. RSE LST 모형

LST 모형을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \lambda_{it}(\eta_t) + \epsilon_{it} \quad (\text{수식 1})$$

수식 1에서  $\alpha_{it}$ 는 시점  $t$ 에서의  $i$ 번째 측정변인  $Y_{it}$ 에 대한 절편이며,  $\lambda_{it}$ 는 시점  $t$ 에서의 상태 잠재변인  $\eta_t$ 이 그 시점에서의  $i$ 번째 측정변인  $Y_{it}$ 에 대한 요인부하량이다.

$$\eta_t = \gamma_{0t} + \gamma_t(\xi) + \zeta_t \quad (\text{수식 2})$$

수식 2는 2차 요인과 1차 요인 간의 관련성

을 나타낸 것으로,  $\gamma_{0t}$ 는 시점  $t$ 에서의 1차 요인인 상태 자아존중감에 대한 절편이며,  $\gamma_t$ 는 1차 요인인 상태 자아존중감( $\eta_t$ )에 대한 2차 요인인 특성 자아존중감( $\xi$ )의 부하량을 나타낸다.  $\zeta_t$ 는 방해오차로 상황-특수적인 효과(occasion-specific effect)를 나타낸다. 위 모형의 평균구조가 부정판별 상태이기 때문에,  $\gamma_{0t}$ 를 추정하기 위해서는 특정 제약(예컨대,  $\alpha_{11} = \alpha_{12} = \alpha_{13} = 0, \gamma_{01} = 0$ )이 필요하다. 본 연구에서는 잠재변인의 평균구조가 연구문제와 관련이 없기 때문에  $\gamma_{0t}$ 를 추정하지 않았다.

모형 분석은 중학생 LST 모형, 고등학생 LST 모형을 각각 분석한 뒤, 다집단 분석을

통해 두 집단 간 특성 자아존중감의 설명력 차이를 최종 비교하는 순서로 이루어졌다. 모형 비교를 위해 요구되는 기본 조건의 충족 여부를 살펴보기 다음과 같은 측정 동일성(measurement invariance) 분석 절차를 취했다.

1. 기준모형(baseline model) 분석: 각 집단 별 로 설정모형의 모수 추정 및 적합도 검증
2. 형태 동일성 검증: 동일성 제약을 가하지 않을 때 두 집단이 요인의 개수와 자유모수 및 고정모수의 패턴이 같은지를 검증
3. 요인부하량 동일성 검증: 두 집단 간 요인부하량이 동일하다는 가정

이외에도 잔차 분산 동일성 검증과 절편 동일성 검증을 추가적으로 실시할 수도 있다. 하지만 특수한 경우(예컨대, 두 집단 간 신뢰도 동일성 검증)가 아니면 잔차 분산 동일성 제약은 불필요한 것으로 간주되며(Bentler, 2005; Kline, 2005), 절편 동일성 검증은 잠재평균 구조를 검증하기 위해 요구되는 것이다(Wang & Wang, 2012; Byrne, 2012). 신뢰도나 평균구조는 본 연구문제와 관련이 없기 때문에 잔차 동일성 검증과 절편 동일성 검증을 생략하였다. 측정 동일성을 확인한 후, 방해오차( $\zeta_t$ ) 분산과 2차요인 부하량에 대해 동일성 제약을 가하여 2차 요인인 특성 자아존중감의 설명력이 두 집단 간 동일한지에 대해 검증하였다. 마찬가지로 이유로 구조 동일성 제약에 대한 검증(factor variance/covariance invariance)은 실시하지 않았다. 집단 간 비교는  $\Delta CFI$ 와  $\Delta$  McDonald's NCI(McDonald's Noncentrality Index)를  $\Delta\chi^2$ 와 함께 검토하였다. Cheung과 Rensvold (2002)가 제시한  $\Delta CFI$ 의 기준은 .01이며,  $\Delta$  McDonald NCI 기준은 .02이다.

모수추정량은 MLR을 사용하였다. 구조방정식에서의 가장 일반적인 추정 방식인 최대우도(maximum likelihood: ML) 추정량을 사용하기 위해서는 원칙적으로 측정변인의 전집분포가 다변량 정규분포를 따라야한다. 비록 다변량 정규분포를 따르지 않아도 ML 추정량에 의해 추정된 모수가 좀처럼 편이(bias)되지 않는, 모수에 대한 표준오차는 낮게, 모형  $\chi^2$ 는 높게 추정되는 경향이 있다(Browne, 1982; Finch, West, & Mackinnon, 1997). 측정변인의 전집분포가 다변량 정규분포를 따르지 않을 때 ADF(asymptotically distribution free estimator)나 부트스트랩(bootstrap) 방법 등을 사용할 수도 있으나, 재척도화 기반(rescaling-based)의 ML 추정량을 사용하는 것이 가장 간편한 방법이다(Kline, 2005; Wang & Wang, 2012). MLR은 대표적인 재척도화 기반 ML 추정량으로, 관찰된 척도를 기준으로 보정한  $\chi^2$  통계량과 Huber-White 샌드위치 추정량(sandwich estimator)에 의한 표준오차를 ML 모수추정치와 함께 제공한다. Huber-White 샌드위치 추정량은 모수들에 대한 공분산 행렬을 추정하는 방법으로, 이를 통해 추출된 표준오차는 실제 자료의 분포가 ML 추정 시 가정된 분포로부터 어긋나도 로버스트(robust)한 것으로 보고되고 있다(White, 1982). 자료분포가 가정된 분포로부터 어긋나도 샌드위치 추정량은 일치추정량(consistent estimator)임이 밝혀져 있으나, 그 어긋난 정도가 작으면 일반적인 모수에 대한 분산 추정치가 샌드위치 추정량보다 조금 더 유효(efficient)하다는 연구결과(Kauermann & Carroll, 2001)도 있다, 하지만 사회과학 측정자료 대부분이 어느 정도는 정규성 가정에 위배되어 있으며(Wang & Wang, 2012), 측정자료가 어느 수준으로 정규성 가정에 위배될 때 샌드



위치 추정치를 사용하는 것이 더 효율적인지에 대해서는 제대로 밝혀진 바가 없다. 구조 방정식이 대표본 이론이라는 점을 감안하면, 표준오차 추정량의 유효성을 고려하기 보다는 샌드위치 추정량을 사용하는 것이 다소 안전한 방식일 수 있다. 이와 유사한 맥락에서 Wang과 Wang(2012)은 MLR을 사용하는데 있어 다변량 정규성 검증을 별도로 실시할 필요가 없다는 의견을 제시하였다. 이에 따라 본 연구는 측정변인의 다변량 정규성 검증 없이 MLR 방식을 적용하였다.

## 결 과

### 중학생 집단에 대한 LST 모형 분석

중학생 집단과 고등학생 집단의 LST 모형을 다집단 분석을 통해 비교하기에 앞서 각 집단의 LST 모형(기준모형)을 먼저 분석하였다. 먼저 중학생의 시간에 따른 자아존중감 변화를 분석하기 위하여 아래에 설명되어 있는 모형 1~3의 적합도를 비교하였다. 모형 3은 1차 요인인 상태 자아존중감에 대한 2차 요인인 특성 자아존중감의 설명력이 측정 시기에 상관없이 모두 동일함을 가정하는 모형이다.

모형 1: 비제약 모형으로 그림 1에 아무런 제약을 가하지 않은 모형

모형 2: 측정 동일성 모형으로 측정변수에 대한 1차 요인의 부하량에 측정 시기별로 동일성 제약을 가한 모형( $\lambda_{21} = \lambda_{22} = \lambda_{23}$ ;  $\lambda_{31} = \lambda_{32} = \lambda_{33}$ )

모형 3: 모형 2의 제약에 추가로 1차 요인인 상태 잠재변인에 대한 오차 분산이 모든 시점에서 서로 동일하며( $\zeta_1 = \zeta_2 = \zeta_3$ ), 1차 요인인에 대한 특성 잠재변인의 부하량이 서로 동일하다는( $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3$ ,  $\phi_{11} = 1$ ) 제약을 가한 모형

각 모형에 대한 적합도 지수는 표 1에 제시되어 있다. 적합도 지수에 대한 통상적인 기준인 RMSEA < .05(Browne & Cudeck, 1993), CFI > .95(Hu & Bentler, 1999), TLI > .90 (Tucker & Lewis, 1973), SRMR < .08(Hu & Bentler, 1999)을 바탕으로 보면, 모형 3의 SRMR을 제외하고는 모든 적합도 지수가 적절함을 확인할 수 있다. 모형 1과 모형 2의  $\chi^2$  차이검증에 따르면 그 검증 통계량이 유의하지 않아( $p > .05$ ), 측정의 동일성이 성립한다고 결론지을 수 있다. 또한 모형 2와 모형 3을 비교한 결과  $\chi^2$  차이검증 통계량이 유의하지 않아( $p > .05$ ), 모형 3을 최종 선택하였다.

표 1. 중학생 LST 모형 적합도

모형	$\chi^2$ (자유도)	$\chi^2$ 차이검증 (자유도)	RMSEA	RMSEA 90% 신뢰구간	CFI	TLI	SRMR
모형 1	19.089 (15)	-	.026	.000, .056	.997	.994	.025
모형 2	24.565 (19)	6.839 (4)	.027	.000, .054	.997	.994	.038
모형 3	34.032 (25)	9.158 (6)	.030	.000, .052	.994	.992	.090

주. 모형 k에서의  $\chi^2$  차이검증은 모형 k-1과의 비교임.

$\chi^2$  차이검증은 척도보정 계수(scaling correction factor)에 대해 보정한 결과임.

표 2. 중학생 모형 3에서의 요인부하량 모수추정치

경로	추정치	표준오차	t	R <sup>2</sup>
Y <sub>11</sub> ← 상태 자아존중감 T1	1.000 (.662)	.016	41.040***	.439
Y <sub>21</sub> ← 상태 자아존중감 T1	1.221 (.820)	.021	38.777***	.672
Y <sub>31</sub> ← 상태 자아존중감 T1	1.463 (.862)	.020	43.846***	.743
Y <sub>12</sub> ← 상태 자아존중감 T2	1.000 (.676)	.016	42.406***	.457
Y <sub>22</sub> ← 상태 자아존중감 T2	1.221 (.799)	.020	40.946***	.638
Y <sub>32</sub> ← 상태 자아존중감 T2	1.463 (.913)	.019	46.946***	.833
Y <sub>13</sub> ← 상태 자아존중감 T3	1.000 (.714)	.016	45.450***	.510
Y <sub>23</sub> ← 상태 자아존중감 T3	1.221 (.820)	.019	42.372***	.672
Y <sub>33</sub> ← 상태 자아존중감 T3	1.463 (.863)	.019	45.285***	.745
상태 자아존중감 T1 ← 특성 자아존중감	1.221 (.741)	.004	197.082***	.550
상태 자아존중감 T2 ← 특성 자아존중감	1.221 (.741)	.004	197.082***	.550
상태 자아존중감 T3 ← 특성 자아존중감	1.221 (.741)	.004	197.082***	.550

주. 추정치에 대한 괄호 안은 표준화 계수임.

표준오차 및 검증통계량은 표준화추정치에 대한 수치임.

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

즉, 최종 모형은 모든 상태잠재 변인의 오차 분산이 서로 동일하며, 각 1차 요인에 대한 2차 요인의 부하량이 서로 동일하다는 제약이 가한 모형이다.

다음으로 모형 3에 대한 요인부하량 모수추정치와 설명력(R<sup>2</sup>)을 살펴보면 표 2와 같다. 상태자아존중감이 각 측정변인에 미치는 영향은 매우 유의하였으며( $p < .001$ ), 이에 대한 표준화 요인 부하량 역시 .60이상으로 통상적인 기준인 .40(Ford, MacCallum, & Tait, 1986)을 충족함을 확인할 수 있다. 또한 측정변인에 대한 상태 자아존중감의 설명력 역시 대부분 .50이상으로, 이러한 결과들을 통해 요인의 측정이 적절히 이루어졌다고 볼 수 있다. 이어서 상태 자아존중감에 대한 특성 자아존중감

의 요인부하량 추정치를 보면, 표준화 계수가 .741로 상당히 높은 편임을 알 수 있다. 이에 대한 설명력은 .550으로 각 시기의 자아존중감은 기질적 특성에 의하여 55%가 설명되며, 나머지 45%는 상황-특수적인 원인에 의해 설명되는 것으로 추정된다.

#### 고등학교 집단에 대한 LST 모형 분석

고등학교 집단에서의 시간에 따른 자아존중감 변화를 분석하기 위하여 모형 1~3의 적합도를 비교하였다. 모형 1~3은 중학생 집단에서의 모형과 동일하다. 표 3에 제시되어 있는 모형 적합도를 살펴보면, 모형 2의 RMSEA, CFI, TLI, SRMR 지수는 모두 통상적인 허용기

표 3. 고등학생 LST 모형 적합도

모형	$\chi^2$ (자유도)	$\chi^2$ 차이검증 (자유도)	RMSEA	RMSEA 90% 신뢰구간	CFI	TLI	SRMR
모형 1	16.654 (15)	-	.019	.000, .060	.998	.996	.025
모형 2	19.877 (19)	3.290 (4)	.012	.000, .053	.999	.998	.033
모형 3	38.707 (25)	15.530* (6)	.043	.010, .068	.987	.981	.123

주. 모형  $k$ 에서의  $\chi^2$  차이검증은 모형  $k-1$ 과의 비교임.

$\chi^2$  차이검증은 척도보정 계수(scaling correction factor)에 대해 보정한 결과임.

\* $p < .05$ .

준을 충족하고 있음을 확인할 수 있다. 모형 1 과 모형 2에 대한  $\chi^2$  차이검증 통계량이 통계 적으로 유의하지 않아( $p > .05$ ), 측정의 동일 성이 성립하는 것으로 판단하였다. 모형 3은 중학생 집단과 달리 SRMR이 허용 수준을 충 족하지 못하였고, 모형 2와의  $\chi^2$  차이검증 통

계량 역시 통계적으로 유의하여( $p < .05$ ), 상 태 자아존중감의 설명력은 측정 시기에 따라 달라진다고 판단하였다. 이에 모형 2를 고등 학생 LST 최종 모형으로 선택하였다.

모형 2에 대한 요인부하량 추정치와 예측변 인의 설명력을 살펴보면 다음과 같다. 이에

표 4. 고등학생 모형 3에서의 요인부하량 모수추정치 및 다중상관자승(SMC)

경로	추정치	표준오차	$t$	SMC ( $R^2$ )
$Y_{11} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T1	1.000 (.711)	.036	19.682***	.505
$Y_{21} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T1	1.040 (.760)	.036	21.178***	.577
$Y_{31} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T1	1.348 (.828)	.030	27.427***	.685
$Y_{12} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T2	1.000 (.739)	.036	20.456***	.546
$Y_{22} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T2	1.040 (.815)	.030	27.566***	.664
$Y_{32} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T2	1.348 (.850)	.030	28.317***	.722
$Y_{13} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T3	1.000 (.687)	.040	16.959***	.472
$Y_{23} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T3	1.040 (.787)	.034	23.168***	.620
$Y_{33} \leftarrow$ 상태 자아존중감 T3	1.348 (.842)	.031	26.983***	.709
상태 자아존중감 T1 $\leftarrow$ 특성 자아존중감	1.000 (.847)	.052	16.408***	.717
상태 자아존중감 T2 $\leftarrow$ 특성 자아존중감	1.102 (.869)	.056	15.562***	.756
상태 자아존중감 T3 $\leftarrow$ 특성 자아존중감	.856 (.745)	.055	13.542***	.556

주. 추정치에 대한 괄호 안은 표준화 계수임.

표준오차 및 검증통계량은 표준화추정치에 대한 수치임.

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

대한 결과를 표 4에 제시하였다. 먼저 측정변인에 대한 상태 자아존중감의 표준화 요인부하량은 추정치는 .687~.842로 매우 높게 추정되었다. 따라서 상태 자아존중감에 대한 측정이 적절히 이루어졌음을 확인할 수 있다. 상태 자아존중감에 대한 특성 자아존중감의 표준화 요인부하량 계수는 .745~.847로 추정되었으며, 그 설명력은 .556~.756이었다. 즉, 고등학생 집단에서 자아존중감은 평균적으로 약 68%가 기질적인 성향에 의하여 설명되며, 나머지 약 32%는 상황-특수적인 원인에 의하여 설명되는 것으로 추정되었다. 이러한 특성 자아존중감의 설명력 수치는 앞서 중학생 집단에서의 추정치에 비하여 높은 것으로, 본 연구의 연구 가설을 지지하는 결과이다. 하지만 이 결과만을 가지고 이러한 차이가 통계적으로 유의한지는 알 수 없다. 따라서 이를 검증하기 위하여 중·고등 두 집단에 대해 다집단 분석을 실시하였다.

중학생 및 고등학생 집단에 대한 LST 다집단 분석

1차 요인에 대한 2차 요인의 설명력이 집단에 따라 차이가 나는지를 검증하기 위하여 다

음과 같은 일련의 위계적 모형에 대한 다집단 분석을 실시하였다. 아래 모형에서 모형 3은 두 집단의 2차 요인의 설명력에 동일성 제약을 가하기 위한 모형이다.

모형 1: 형태 동일성 모형(configural model)으로 두 집단 간에 제약을 가하지 않은 모형

모형 2: 1차 요인 부하량 동일성 모형(측정 동일성 모형)으로 두 집단의 상응하는 1차 요인 부하량( $\lambda_{it}$ )에 두 집단 간 동일성 제약을 가한 모형

모형 3: 오차 분산 동일성 모형으로 모형 2에 추가로 두 집단의 상응하는 1차 요인의 오차( $\zeta_i$ ) 및 2차 요인 부하량( $\gamma_i$ )에 동일성 제약을 가한 모형

각 모형에 대한 적합도 지수는 표 5에 제시되어 있다. 모형 1과 모형 2의  $\chi^2$  차이검증 통계량이 유의하지 않고( $p > .05$ ),  $\Delta CFI < .01$ ,  $\Delta McDonald's NCI < .02$ 이므로, 측정 동일성이 성립한다고 결론지을 수 있다. 또한 모형 2와 모형 3 간의  $\chi^2$  차이검증 통계량이 매우 유의하고( $p < .01$ ),  $\Delta CFI > .01$ ,  $\Delta McDonald's NCI > .02$ 이므로, 두 집단 간에 특성 잠재변인의 설명력이 같지 않다고 결론지

표 5. 고등학생 LST 모형 적합도

모형	$\chi^2$ (자유도)	$\chi^2$ 차이검증 (자유도)	RMSEA	RMSEA 90% 신뢰구간	McDonald NCI	CFI	TLI	SRMR
모형 1	42.765 (37)	-	.021	.000, .045	0.925	.998	.996	.033
모형 2	45.423 (40)	2.747 (3)	.020	.000, .043	0.934	.998	.996	.036
모형 3	72.971* (51)	23.931** (5)	.035	.013, .052	0.806	.992	.998	.094

주. 모형 k에서의  $\chi^2$  차이검증은 모형 k-1과의 비교임.

$\chi^2$  차이검증은 척도보정 계수(scaling correction factor)에 대해 보정한 결과임.

\*\* $p < .01$ .

을 수 있다.

앞서 개별 LST 모형 분석 결과는 고등학생 집단의 자아존중감이 중학생 집단에 비하여 기질적인 특성에 의하여 더 큰 영향을 받는다는 것을 시사하며, 다집단 분석 결과 역시 이를 지지하였다. 하지만 개별 LST 모형에 대한 결과에서는 두 집단 간에 측정 동일성이 가정되지 않았으며, 제약 조건이 서로 달랐기 때문에 두 집단 간 모수 추정치 차이를 보다 정

확히 알아보기 위해서는 다집단 분석에서의 결과(모형 2)를 살펴볼 필요가 있다. 이에 대한 결과가 표 6과 그림 4~5에 나와 있다. 먼저 중학생 집단에서 특성 자아존중감이 상태 자아존중감에 미치는 영향력에 대한 설명력은 .503~.685였으며, 평균은 .613이었다. 따라서 중학생들의 자아존중감은 평균적으로 약 61%가 기질적인 성향에 의해 영향을 받으며, 약 39%는 상황-특수적인 원인에 의해 영향 받는

표 6. 모형 3에서의 요인부하량 모수추정치 및 다중상관자승(SMC)

집단	경로	추정치	표준오차	t	SMC (R <sup>2</sup> )
중학생	상태 자아존중감 T1 ← 특성 자아존중감	1.000 (.828)	.048	17.357	.685
	상태 자아존중감 T2 ← 특성 자아존중감	.955 (.806)	.044	18.154	.650
	상태 자아존중감 T3 ← 특성 자아존중감	.789 (.709)	.052	13.651	.503
고등학생	상태 자아존중감 T1 ← 특성 자아존중감	1.000 (.849)	.051	16.775	.721
	상태 자아존중감 T2 ← 특성 자아존중감	1.097 (.870)	.055	15.809	.756
	상태 자아존중감 T3 ← 특성 자아존중감	.851 (.746)	.054	13.797	.556

주. 추정치에 대한 괄호 안은 표준화 계수임.

표준오차 및 검증통계량은 표준화추정치에 대한 수치임.

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

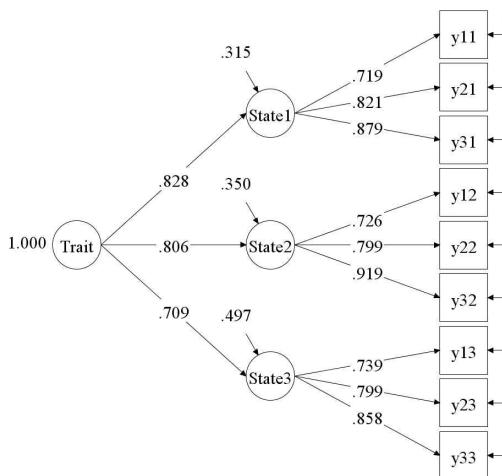


그림 4. 중학생 LST 모형 표준화 계수

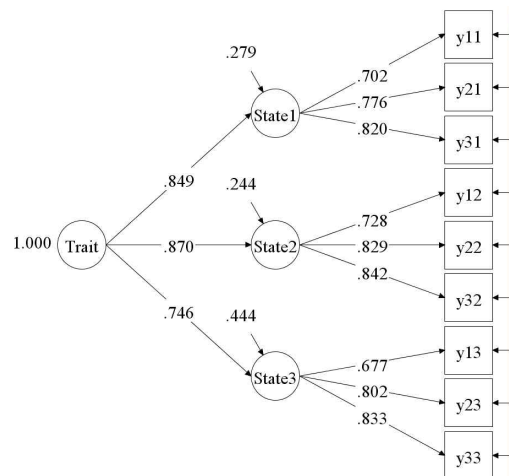


그림 5. 고등학생 LST 모형 표준화 계수

것으로 추정되었다. 반면에 고등학생 집단에서 특성 자아존중감이 상태 자아존중감에 미치는 영향력에 대한 설명력은 .556~.756이었으며, 평균은 .678이었다. 따라서 고등학생들의 자아존중감은 기질적인 성향에 의해 약 68%가 설명되며, 나머지 32%는 상황-특수적인 요인에 의해 설명된다. 고등학생들의 자아존중감이 기질적인 성향에 의하여 설명되는 정도는 중학생들에 비하여 적게는 5.3%에서 많게는 10.6% 더 큰 것으로 나타났다.

## 논 의

본 연구에서는 자아존중감의 안정성과 가변성에 초점을 두고, 특히 청소년의 자아존중감이 기질적 요소와 상황-특수적 요소에 의해 얼마나 영향을 받는지 중학생과 고등학생 집단을 중심으로 살펴보았다. 또한 그간 선행연구들이 횡단자료를 가지고 분석했던 것과는 달리, 3개월 간격으로 3차례 측정한 단기종단 자료를 가지고 자아존중감의 안정성 또는 가변성이 어떻게 나타나는지를 분석하였다. 연구방법으로, 각 측정시기의 자아존중감에 영향을 미치는 2차 요인을 설정하여 분석하는 잠재 상태-특성 모형(LST) 방법을 사용하였다. 본 연구의 결과가 갖는 의미를 선행연구 결과와 더불어 논의하면 다음과 같다.

첫째, 중학생 집단에 대한 LST 모형 분석 결과, 자아존중감이 기질적인 요소에 의해 영향 받는 정도는 측정 시점에 따라 유의하게 달라지지 않는 것으로 나타났으며, 기질적 요소의 설명력은 약 55%로 추정되었다. 반면에 고등학생 집단에 대한 LST 모형 분석 결과, 자아존중감이 기질적인 요소에 의해 영향 받

는 정도는 측정 시점에 따라 유의하게 다른 것으로 나타났으며, 기질적 요소에 의한 설명력은 평균적으로 약 68%로 추정되었다. 이러한 결과는 통계적인 유의성을 알려주지는 않으나 고등학생이 중학생에 비하여 보다 안정적인 자아존중감을 가지고 있음을 암시한다. 또한 중학생 시기에 안정성 변화가 유의하지 않았는데 반하여, 고등학생에서는 안정성이 시간에 따라 유의하게 변했다는 결과는 안정성의 변화가 비선형적인 양상을 보일 가능성이 높음을 시사한다.

둘째, 위와 같이 중학생 집단과 고등학생 집단에 대해 따로 LST 분석을 하여 단순비교하는 것에서 더 나아가, 이러한 차이가 통계적으로 유의한지를 검증하기 위해 중학생과 고등학생 두 집단에 대해 다집단 분석을 실시하였다. 그 결과 중학생 집단에서 특성 자아존중감이 상태 자아존중감에 미치는 영향력에 대한 설명력은 .503~.685였으며, 평균은 .613이었다. 따라서 중학생들의 자아존중감은 평균적으로 약 61%가 기질적인 성향에 의해 영향을 받으며, 약 39%는 상황-특수적인 원인에 의해 영향 받는 것으로 추정되었다. 반면에 고등학생 집단에서 특성 자아존중감이 상태 자아존중감에 미치는 영향력에 대한 설명력은 .556~.756이었으며, 평균은 .678이었다. 따라서 고등학생들의 자아존중감은 기질적인 성향에 의해 약 68%가 설명되며, 나머지 32%는 상황-특수적인 요인에 의해 설명되는 것으로 해석할 수 있다. 결론적으로 중학생과 고등학생 집단을 비교하였을 때, 고등학생들의 자아존중감이 기질적인 성향에 의하여 설명되는 정도는 중학생들에 비하여 적게는 5.3%에서 많게는 10.6% 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 차이는 두 집단을 각각 분석하였을 때 보다

작으나 통계적으로는 유의수준 1% 기준에서 유의한 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 같은 청소년 연령대라도 중학생 시기에 비해 고등학생 시기에 자아존중감의 안정성이 높아질 수 있음을 시사한다. Leary와 Baumeister(2000)의 견해를 적용해 보면, 사회적 평가나 외부사건의 영향을 많이 받는 양상이 중학생 시기에 더 민감하게 나타나므로, 안정성이 상대적으로 떨어지는 중학생 시기에 자아존중감 증진 또는 안정성 확보를 위한 상담적 개입이나 교육이 더욱 적극적으로 이루어질 필요가 있음을 생각해 볼 수 있다. 그러나 임상 현장에서 보면, 가장 개입이 어려운 청소년상담의 대상이 중학생 연령대라는 보고(권경인, 조수연, 2013)가 있을 만큼 중학생 연령대를 대상으로 한 프로그램 연구나 실험집단으로 중학생을 선택하는 데 있어서는 소극적인 경우가 많다. 상담적 개입 또는 집단 프로그램에 대한 반응 및 효과 측면에서도 중학생 연령대는 다른 연령대에 비해 낮은 수용성을 나타낼 가능성이 있다. 예컨대, 청소년 인터넷 중독 집단상담 프로그램의 효과를 메타분석한 연구결과(박승민, 2009)에 의하면, 초등학생과 중학생, 고등학생 연령대 중에서 중학생이 초등학생과 고등학생 집단에 비해 효과크기가 유의미하게 낮게 나타났다. 따라서 14~16세 중학생 연령대가 갖는 발달적 특징을 고려하고 특히 자아존중감에 영향을 주는 기질적 요소를 고려함과 동시에, 상황적인 요소 또한 특별히 고려할 필요가 있다. 특히 중학생 연령대는 '사춘기의 절정기', '중2병'이라 불릴 만큼 신체적 변화와 정서 기복, 반응적, 반항적 행동이 빈번하게 일어나는 시기임을 고려하여, 상담 개입이나 집단 프로그램을 구안하고 실시할 때는 정서 등의 기질적 요소와

또래관계 등 상황-특수적인 요소의 영향력에 특별한 관심을 함께 기울일 필요가 있다.

셋째, 이상 본 연구결과에 대한 논의를 종합하면, 상담현장에서 자아존중감에 대한 개입을 할 때 단순히 자아존중감의 높고 낮음의 수준을 살피고 높이는 쪽으로 개입하는 것은 지극히 단편적인 방안이 될 수 있다는 점을 생각할 수 있다. 이보다는 청소년의 발달연령에 따라 자아존중감에 영향을 주는 기질적, 상황 특수적 요소를 구체적으로 이해하고 고려하여, 자존감을 안정적으로 유지하도록 돕는 것이 필요하다. 자아존중감의 안정적 유지에 대해 Kernis(2005)는 자존감의 안정성(stability of self-esteem) 개념을 제안하였다. 이 관점에서는 개념적으로 자존감의 수준과 자존감 안정성을 독립적인 차원으로 간주하고 있다(Kernis, Lakey, & Heppner, 2008). 따라서 자존감이 높지만 불안정한 경우도 있고, 자존감이 낮지만 안정적일 수 있다는 것이다. Kernis(2003)는 자존감과 안정성이 모두 높은 경우는 '안정적인 자존감(secure SE)'으로, 자존감은 높지만 불안정한 경우를 손상되기 쉬운 자존감(fragile SE)으로 명명하였다. 안정적인 자존감은 일반적으로 특정한 평가적 사건에 의하여 쉽사리 영향을 받지 않는 자기가치감(feelings of self-worth)을 지니기 때문에, 주위의 환경적 변화에 따라 자존감이 급격하게 변화하지 않는 반면, 불안정한 자존감은 외부에서 제공되는 평가적 사건(예: 칭찬이나 모욕)에 쉽게 영향을 받는 취약하며 손상되기 쉬운 자기가치감을 특징으로 한다(Kernis, Paradise, Whitaker, Wheatman, & Goldman, 2000). 따라서 Kernis(2003)는 불안정한 자아존중감이 다양한 심리적 문제와 관련이 있을 수밖에 없다고 보았다. 이처럼 자아존중감은 그의 안정성의 상

태가 어떠한가에 따라 심리적 문제와 연관될 수 있다. 이를 본 연구결과와 연관 지어 보면, 자존감이 안정적으로 유지되도록 하는 데 영향을 주는 요소가 기질적인지, 상황-특수한 측면인지를 고려하는 것이 각 내담자에게 알맞은 자존감 개입 방안이 될 수 있음을 생각할 수 있다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 자아존중감의 안정성 혹은 가변성을 살펴본 대부분의 외국 연구결과가 우리나라 청소년들에게 그대로 적용될 수 있는지를 확인한 것으로, 특히 LST 모형분석 방법을 통해 각 측정 시기의 자아존중감이 기질적인 요인과 상황-특수적인 요인에 의해 어느 정도 영향을 받는지 보다 정확하고 직접적으로 측정하였다는 점에서 의의가 있다. 뿐만 아니라 자아존중감의 본질적 속성이 발달적 맥락에 따라 어떻게 나타나는지를 살펴보았다는 점에서 의의가 있다.

둘째, 본 연구의 결과는 청소년 연령대 안에서도 자아존중감의 추이에 있어 차이가 있다는 점을 밝혔다는데 의의가 있다. 예컨대 Orth 등(2012)은 20대 연령대에서 시작하여 노년기까지의 자존감과 다양한 생활 요소들과의 관련성 추이를 전반적으로 살펴보았는데, 이에 반해 본 연구에서는 청소년 연령대를 보다 세분화 하여 중학생과 고등학생 연령대 안에서 자아존중감의 안정성 추이가 어떻게 나타나며, 어떠한 속성에 의하여 얼마나 영향을 받는지 심층적으로 분석하였다는 점에서 차이가 있다. 이처럼 같은 청소년이라도 연령대에 따라 자아존중감의 수준과 취약성이 다르며, 그에 영향을 주는 요소들이 다를 수 있음을 볼 때, 이 결과는 상담 현장에서 중학생 연령대와 고등학생 연령대의 자아존중감 문제

를 다룰 때 임상적 고려사항으로서 적용할 수 있을 것으로 생각된다. 특히 청소년기에 있어 자아존중감은 정신건강(정병삼, 2010)과 자살 사고(여지영, 박태영, 2013) 등 청소년 위기에 있어서도 매우 중요한 역할을 하는 변인이라는 점을 생각해 볼 때, 본 연구결과는 청소년 상담에서 자아존중감에 대한 중·고등학생 연령대별로 차별화된 위기에방 및 상담 전략의 개발과 개입이 필요하다는 점을 시사한다. 본 연구의 결과 중학생 집단은 자존감이 상황적 요소에 의해 설명되는 부분이 더 많았고, 고등학생 집단은 기질적 요소, 즉 일종의 자신에게 내면화 된 일부로 설명되는 부분이 더 많게 나타났다. 이러한 결과를 상담개입에 적용해 보면, 중학생의 자아존중감 주제를 상담에서 다룰 때에는 또래, 가족, 학교생활 등 환경적 부분과의 관련성에 대한 주의를 보다 더 기울일 필요가 있을 것이다. 또한 고등학생의 자아존중감 주제를 다룰 때에는 자아상과 자기 가치감 등 보다 내면 성장적인 면에 초점을 두어 개입하는 것이 더 효과적일 수 있겠다.

한편, 본 연구의 제한점 및 후속연구에 대한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 선행연구 중에서 Robins 등(2002)의 연구에서는 아동기에 자아존중감이 점차 증가하다가 청소년기에는 감소 양상을 보이고, 성인기에 다시 증가하는 패턴을 보인다고 하였는데, 본 연구는 자아존중감 수준의 변화 양상은 분석에 포함시키지 않았다. 향후 연구에서는 잠재성장모형이나 잠재성장계층모형을 통해 자아존중감 변화 패턴 및 패턴의 개인차에 대해 살펴볼 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 사용한 자아존중감 척도(Rosenberg, 1965)는 그간 국내에서도 많은 연구자들이 사용한 대표적인 측정 척도이나,



최근에 이자영 외(2009)의 연구에서 8번 문항 (“내 자신에 대해 좀 더 긍정적인 생각을 하고 싶다”)이 문화차에 의해 번역에 오류가 있으므로 이 문항을 제외하고 분석할 것을 밝힌 바 있다. 본 연구에서는 8번 문항을 포함하여 문항간 상관, 신뢰도 분석 등의 절차를 거쳐 결과를 산출하였는데, 후속 연구에서는 이자영 외(2009)의 권고대로 8번 문항을 제외한 후 분석하여 지금 연구결과와 비교해 볼 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 상태 자아존중감과 특성 요인 간 관계를 조절하는 맥락변인으로 학교급만을 고려하였는데 학교급 외에도 기타 다른 변인들 역시 조절변인 역할을 할 수 있다. 향후 연구에서는 어떠한 변인이 이를 조절하는지에 대한 추가탐색이 필요할 것으로 보인다.

### 참고문헌

- 강민철, 조현주, 이종선 (2013). 우울, 불안, 수치심, 자살사고에 대한 잠재프로파일분석. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 25(4), 873-896.
- 권경인, 조수연 (2013). 청소년 스트레스 감소 및 대처 집단상담 프로그램의 효과에 관한 메타분석. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 25(1), 41-62.
- 김문주 (1990). 시험불안도와 그에 영향을 미치는 사회심리적 요인에 관한 연구: 시험불안 측정을 위한 도구개발과정을 중심으로. 교육심리연구, 4(1), 91-111.
- 박승민 (2009). 청소년 인터넷 중독 집단상담 프로그램의 효과에 대한 메타분석. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 21(3), 607-623.
- 여지영, 박태영 (2013). 청소년의 자살생각에 관한 연구: 회복탄력성과 자아존중감에 대한 매개효과를 중심으로. 청소년학연구, 20(8), 121-145.
- 이경희, 윤미현 (2011). 청소년의 부모요인, 친구애착 및 자아존중감과 진로성숙도와의 관계. 한국가족복지학, 16(1), 175-199.
- 이민선, 채규만 (2012). 대학생의 자아존중감이 대인관계능력에 미치는 영향: 정서조절방략의 매개 효과. 인지행동치료, 12(1), 63-75.
- 이은희, 최태산, 서미정 (2000). 남녀 청소년들의 우울에 미치는 학교 스트레스, 자아존중감, 부모-자녀 의사소통 및 부모의 내재적 지원의 효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 12(2), 69-84.
- 이자영, 남숙경, 최보영, 이지희, 박양민, 이상민 (2009). 문화차에 의해 발생한 심리검사 문항의 번역 오류: Rosenberg의 자아존중감 척도 8번 문항의 수정을 중심으로. 상담학연구, 10(3), 1345-1358.
- 정병삼 (2010). 부모-자녀애착과 부모지도감독이 청소년의 자아존중감 변화에 미치는 중단적 영향. 한국청소년연구, 21(4), 5-30.
- 최미래, 이인혜 (2003). 스트레스와 우울의 관계에 대한 자아존중감의 중재효과와 매개효과. 한국심리학회지: 임상, 22(2), 363-383.
- 허영림, 윤혜진 (1999). 아버지의 심리적 특성 요인과 양육 행동에 관한 연구: 결혼 만족도, 직업 만족도, 자아 존중감, 부친의 양육성 지각을 중심으로. 열린교육연구, 4(2), 145-157.
- Bachman, J. G., O'Malley, P. M., & Johnston, J.

- J. (1978). *Youth in transition; Vol 6. Adolescence to adulthood-A study of change and stability in the lives of young men*. Ann Arbor, MI: Institute for Social Research.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4(1), 1-44.
- Bentler, P. M. (2005). *EQS: structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Benyamini, Y., Leventhal, H., & Leventhal, E. A. (2004). Self-rated oral health as an independent predictor of self-rated general health, self esteem and life satisfaction. *Social Science and Medicine*, 59(5), 1109-1116.
- Blascovich, J., & Tomaka, J. (1991). Measures of self-esteem. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 115-160). San Diego, CA: Academic Press.
- Block, J. H., Gjerde, P. F., & Block, J. H. (1991). Personality antecedents of depressive tendencies in 18-year-olds: A prospective study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(5), 726-738.
- Browne, M. W. (1982). Covariance structures. In Hawkins (Ed.), *Topics in applied multivariate analysis* (pp. 72-141). Cambridge, England: Cambridge University Press,
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage Publication.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Christie-Mizell, C. A., Ida, A. K., & Keith, V. M. (2010). African American and physical health: The consequences of self-esteem and happiness. *Journal of Black Studies*, 40(6), 1189-1211.
- Crook, R. H., Healy, C. C., & O'Shea, D. W. (1984). The linkage of work achievement to self-esteem, career maturity, and college achievement. *Journal of Vocational Behavior*, 25(1), 70-79.
- Demo, D. H. (1992). The self-concept over time: Research issues and directions. *Annual Review of Sociology*, 18, 303-326.
- Finch, J. F., West, S. G., & Mackinnon, D. P. (1997). Effects of sample size and nonnormality on the estimation of mediated effect in latent variable models. *Structural Equation Modeling*, 4(2), 87-105.
- Ford, J., MacCallum, R., & Tait, M. (1986). The application of factor analysis in applied psychology: A critical review and analysis. *Personnel Psychology*, 39(2), 291-314.
- Geiser, C. (2013). *Data analysis with Mplus*. New York, NY: Guilford Press.
- Helson, R., & Moane, G. (1987). Personality change in women from college to midlife. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(6), 895-910.

- Hendrick, S. S., Hendrick, C., & Adler, N. L. (1988). Romantic relationships: Love, satisfaction, and staying together. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 980-988.
- Holt, J. K. (2004). *Item parceling in structural equation models for optimum solution*. Paper presented at the 2004 annual meeting of the Mid-Western Educational Research Association, Columbus, OH.
- 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), 1-55.
- Huang, C. (2010). Mean-level change in self-esteem from childhood through adulthood: Meta-analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Review of General Psychology*, 14(3), 251-260.
- Judge, T. A., & Bono, J. E. (2001). Relationship of core self-evaluations traits-self-esteem, generalized self-efficacy, locus of control, and emotional stability-with job satisfaction and job performance: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 85(2), 237-249.
- Kauermann, G., & Carroll, R. J. (2001). A note on the efficiency of sandwich covariance matrix estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 96(456), 1387-1396.
- Kernis, M. H. (2003). Toward a conceptualization of optimal self-esteem. *Psychological Inquiry*, 14(1), 1-26.
- Kernis, M. H. (2005). Measuring self-esteem in context: The importance of stability of self-esteem in psychological functioning. *Journal of Personality*, 73(6), 1569-1605.
- Kernis, M. H., Grannemann, B. D., & Barclay, L. C. (1992). Stability of self-esteem: Assessment, correlates, and excuse making. *Journal of Personality*, 60(3), 621-644.
- Kernis, M. H., Lakey, C. E., & Heppner, W. L. (2008). Secure versus fragile high self-esteem as a predictor of verbal defensiveness: Converging findings across three different markers. *Journal of Personality*, 76(3), 477-512.
- Kernis, M. H., Cornell, D. P., Sun, C., Berry, A., & Harlow, T. (1993). There's more to self-esteem than whether it is high or low: The importance of stability of self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(6), 1190-1204.
- Kernis, M. H., Paradise, A. W., Whitaker, D. J., Wheatman, S. R., & Goldman, B. N. (2000). Master of one's psychological domain? Not likely if one's self-esteem is unstable. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26(10), 1297-1305.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- Laible, D. J., Carlo, G., & Roesch, S. C. (2004). Pathways to self-esteem in late adolescence: the role of parent and peer attachment, empathy, and social behaviours. *Journal of Adolescence*, 27(6), 703-716.
- Lakey, B., Tardiff, T. A., & Drew, J. B. (1994). Negative social interactions: Assessment and relations to social support, cognition, and psychological distress. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 13(1), 42-62.
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The

- nature and function of self-esteem: Sociometer theory. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (pp. 1-62). San Diego, CA: Academic Press.
- Matsunaga, M. (2008). Item parceling in structural equation modeling: A primer. *Communication Methods and Measures*, 2(4), 260-293.
- Murray, S. L., Holmes, J. G., & Griffin, D. W. (2000). Self-esteem and the quest for felt security: How perceived regard regulates attachment processes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(3), 478-498.
- Nottelman, E. D. (1987). Competence and self-esteem during transition from childhood to adolescence. *Developmental Psychology*, 19(2), 257-268.
- O'Malley, P. M., & Bachman, J. G. (1983). Self-esteem: Change and stability between ages 13 and 23. *Developmental Psychology*, 19(2), 257-268.
- Orcan, F. (2013). *Use of item parceling in structural equation modeling with missing data*. Doctoral dissertation, Florida State University, Tallahassee, FL.
- Orth, U., Robins, R. W., & Roberts, B. W. (2008). Low self-esteem prospectively predicts depression in adolescence and young adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(3), 695-708.
- Orth, U., Robins, R. W., & Widman, K. F. (2012). Life-span development of self-esteem and its effects on important life outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(6), 1271-1288.
- Pelham, B. W., & Swann, W. B. (1989). From self-conception to self-worth: On the sources and structure of global self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(4), 672-680.
- Reinherz, H. Z., Giaconia, R. M., Pakiz, B., & Silverman, A. B. (1993). Psychological Risks for major depression in late adolescence: A longitudinal community study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 32(6), 1155-1163.
- Roberts, J. E., & Monroe, S. M. (1992). Vulnerable self-esteem and depressive symptoms: Prospective findings comparing three alternative conceptualizations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62(5), 804-812.
- Robins, R. W., Trzesniewski, K. H., Tracy, J. L., Gosling, S. D., & Potter, J. (2002). Global self-esteem across the life span. *Psychology and Aging*, 17(3), 423-434.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rubin, R. A. (1978). Stability of self-esteem ratings and their relation to academic achievement: A longitudinal study. *Psychology in the Schools*, 15(3), 430-433.
- Schackelford, T. K. (2001). Self-esteem in marriage. *Personality and Individual Differences*, 30(3), 371-390.
- Schmukle, S. C., & Egloff, P. (2005). A latent state-trait analysis of implicit and explicit personality measures. *European Journal of Psychological Assessment*, 21(2), 100-107.
- Singer, J. D., & Willett, J. B. (2003). *Applied longitudinal data analysis*. New York, NY: Oxford University Press.

- Steyer, R., Schmitt, M., & Eid, M. (1999). Latent state-trait theory and research in personality and individual differences. *European Journal of Personality, 13*(5), 389-408.
- Steyer, R., Schwenkmezger, P., & Auer, A. (1990). The emotional and cognitive components of trait anxiety: A latent state-trait model. *Personality and Individual Differences, 11*(2), 125-134.
- Stinson, D. A., Logel, C., Zanna, M. P., Holmes, J. G., Cameron, J. J., Wood, J. V., & Spencer, S. J. (2008). The cost of lower self-esteem: Testing a self and social bonds model of health. *Journal of Personality and Social Psychology, 94*(3), 412-428.
- Trzesniewski, K. H., Donnellan, M. B., & Robins, R. W. (2003). Stability of self esteem across the life span. *Journal of Personality and Social Psychology, 84*(1), 205-220.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 3*(2), 231-251.
- Twenge, J. M., & Campbell, W. K. (2001). Age and birth cohort differences in self-esteem: A cross-temporal meta-analysis. *Personality and Social Psychology Review, 6*(1), 59-71.
- Voss, K., Markiewicz, D., & Doyle, A. B. (1999). Friendship, marriage, and self-esteem. *Journal of Social and Personal Relationships, 16*(1), 103-122.
- Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Applications using Mplus: Applications using Mplus*. West Sussex, England: Wiley & Sons Publication.
- White, H. (1982). Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica, 50*(1), 1-25.
- Williams, E. B. (1979). *The Scribner-Bantam English dictionary*. New York, NY: Bantam Book.
- Wylie, R. C. (1979). *The self-concept*. Lincoln, NE: University of Nebraska Press.

원 고 접 수 일 : 2014. 09. 05

수정원고접수일 : 2014. 11. 10

게 재 결 정 일 : 2014. 11. 20

## Self-esteem Change in Adolescents: Latent State-Trait Model

Park, Seung-Min

Soongsil University

Kang, Min-Chul

Yongmoon Graduate School of  
Counseling Psychology

Kim, Eunha

Dankook University

The purpose of this study was to explore the degree to which individual differences on self-esteem change in adolescents depended on trait effects versus situation-specific effects. 750 students from middle and high school completed Rosenberg self-esteem scale three times across 3 months intervals and data from 710 students was analyzed by a latent state-trait model. As the result, 55% of self-esteem in middle school students was explained by a trait factor and 45% of self-esteem was by a situation-specific factor. In case of high school students, 68% of self-esteem was explained by a trait factor and 32% of self-esteem was by a situation-specific factor. These results indicate that middle school students tend to experience more fluctuation in their self-esteem than high school students. Clinical implications with regard to the current findings are discussed.

*Key words* : self-esteem, self-esteem development, late state-trait model