

## 중단 문항반응이론 혼합모형의 적용을 통한 청소년 자아존중감 변화 유형 탐색\*

박찬호\*\* · 서공주\*\*\*

### 초 록

본 연구에서는 중단 문항반응이론 혼합 모형을 제안하고 이를 중단자료에 적용하여 청소년 자아존중감의 변화양상을 살펴보았다. 본 연구에서 제안한 중단 문항반응이론 혼합모형은 문항반응이론에 성장모형을 결합하고 다시 잠재계층에 따라 서로 다른 성장 유형을 탐색하는 모형이다. 본 연구에서 사용한 자료는 한국청소년정책연구원이 수집한 한국아동·청소년패널(Korean Children and Youth Panel Study, KCYPS)의 중1 패널 데이터 1,702명(남학생 838명, 여학생 864명)의 1차년도(중1), 3차년도(중3), 5차년도(고2), 7차년도(대1) 자료이다. 대상 학생의 자아존중감이 중학교 1학년부터 고등학교 졸업까지 7년간 변화하는 궤적과 이에 따른 잠재계층을 탐색하고, 자아존중감의 원점수, 표준점수 및 문항반응점수 차이를 비교하였다. 또한 탐색된 잠재계층에 대하여 다항 로지스틱 회귀분석을 이용하여 잠재계층 분류 관련 영향 요인을 탐색하였다. 분석 결과, 원점수 기반 분석을 실시하면 중단 문항반응이론 혼합모형을 적용할 때와 비교하여 성장이 과대 추정되었고, 문항반응이론으로 얻어진 점수를 사용할 때 결과가 좀 더 정확하게 설명되는 것을 확인하였다. 또한 선행연구들과 달리 자아존중감의 성장에는 2차 성장모형이 적합함을 확인하였다. 성장 유형으로는 '증가후감소', '감소후증가', '주류' 등 3개의 이질적인 계층이 확인되었으며, 이 3개의 잠재계층을 결정하는 예측요인을 확인할 결과 성별, 자기조절학습능력, 부모양육태도, 또래애착이 계층 구분에 영향을 주는 것이 확인되었다. 끝으로 본 연구의 의의와 제한점을 논의하였다.

주제어: 중단 문항반응이론 혼합모형, 성장혼합모형, 자아존중감, KCYPS 2010

\* 이 논문은 한국청소년정책연구원에서 수집한 한국아동·청소년패널(KCYPS 2010) 데이터를 활용하였으며, 제8회 한국아동·청소년패널 학술대회 발표 자료를 수정·보완한 것임.

\*\* 계명대학교 교육학과 부교수, 교신저자, 제1저자, cpark@kmu.ac.kr

\*\*\* 대구미래교육연구원 교육연구사, 계명대학교 박사과정 수료, 교신저자, kjsuh70@korea.kr

## I. 서 론

자아존중감에 대한 종단적 연구는 청소년의 자아존중감은 정지되어 있는 것이 아니라 역동적으로 변화·발달하는 특성이라고 가정한다(박미정, 유난숙, 2017; 신호정, 최현주, 2016; 유창민, 2017; 정병삼, 2010; 정익중, 2007; 정현희, 2009). 자아존중감이 청소년 시기에 변화하는 특성일 뿐만 아니라, 같은 연령의 학생일지라도 개인별로 서로 다른 성장 궤적을 보일 수도 있으며, 비슷한 성장 궤적을 보이는 몇 개의 하위집단으로 나누어질 수 있다고 가정할 수 있다(Muthén & Muthén, 2000). 하지만 현재까지 이루어진 자아존중감에 대한 종단적 연구 대부분이 관찰변수중심적(variable-centered)으로 이루어졌으며 이러한 연구는 청소년집단 내 질적으로 차별화된 다양한 발달궤적을 도출하는 데 한계가 있다. 관찰대상중심적(person-centered) 방법으로 집단 내 질적으로 상이한 발달 유형을 밝히고자 시도한 연구인 경우에도 인위적으로 군집을 나누고 반복측정 분산분석을 시도하거나(정현희, 2009), 잠재성장모형을 식별한 후에 준모수적 하위 집단을 구분하는 방법을 사용하였다(정익중, 2007). 이에 본 연구는 성장혼합모형(Growth Mixture Model, 이하 GMM)을 사용하여 자아존중감 변화 궤적을 분석하고자 한다.

성장혼합모형(GMM)은 잠재계층분석(Latent Class Analysis, 이하 LCA)과 잠재성장모형(Latent Growth Model, 이하 LGM)이 결합된 모형으로, 모집단 내 개인의 다양한 변화궤적에 따른 잠재계층을 도출하는데 사용된다. 모든 개인이 하나의 모집단에 속한다는 가정 하에 집단 전체에 대한 변화 궤적을 추정하는 잠재성장모형과 달리, 성장혼합모형은 집단 내 관찰되지 않은 이질성을 추적할 수 있으며, 상이한 변화궤적을 보이는 잠재계층별로 각각 다른 성장요인 모수를 추정할 수 있다는 장점을 가진다(Jung & Wickrama, 2008; Muthén & Muthén, 2000).

또한, 본 연구에서는 보다 정확한 측정을 위해 원점수 대신 문항반응이론(item response theory, 이하 IRT) 점수 사용을 시도하였다. 기존의 자아존중감의 종단적 연구는 청소년 자아존중감 변화를 분석할 때 주로 원점수를 사용하거나(박미정, 유난숙, 2017; 신호정, 최현주, 2016; 유창민, 2017), 구조방정식모형으로 접근하더라도 문항군(item parcel)을 기본 단위로 사용하였다(신호정, 최현주, 2016). 그런데 고전검사이론에 따르면 각 문항 점수를 더해 얻은 총점이나 문항군 점수는 측정오차를 포함한다(Crocker

& Algina, 1986). 따라서 종단자료 분석에서 측정오차를 포함한 점수를 사용하게 되면 오차가 증첩되어 왜곡된 결과를 얻을 수 있다. 반면에 문항반응이론(IRT)을 종단적으로 적용하여 구한 척도점수를 사용하면 측정오차를 통제할 수 있어 원점수를 사용하는 경우보다 연구결과가 정확할 것으로 기대된다.

따라서 본 연구에서는 문항반응이론(IRT)을 측정모형으로 하고 여기에 성장모형을 결합한 후 다시 성장에 잠재계층을 허용하는 종단 문항반응이론 혼합 모형(longitudinal item response theory mixture model)을 제안하고자 한다. 이 모형은 종단 문항반응이론(longitudinal item response theory, 이하 LIRT) 기반의 척도화 점수를 기반으로 잠재성장모형(latent growth model)을 적용하면서 이와 함께 다양한 자아존중감 변화 양상을 보이는 잠재계층을 허용하는 모형이다. 본 연구에서 종단 문항반응이론 모형을 적용하고자 하는 목적은 청소년 자아존중감의 변화궤적의 보다 정확한 측정 가능성을 확인하려는 것이다.

본 연구에서 제안한 연구모형은 한국아동·청소년패널조사(Korean Children and Youth Panel Survey, 이하 KCYPS) 자료 중 2010년에 중학교 1학년으로 시작하여 고등학교 졸업 후 1년까지 7년간 조사된 KCYPS 2010 코호트 자료에 적용하였다. 이를 통해 기존 연구에서 여러 단계를 통해 얻어진 결과를 통합함으로써 모형의 오차를 줄일 수 있다는 방법론적 장점을 바탕으로 청소년의 자아존중감 성장궤적을 분석하고 이질적 궤적을 보이는 잠재계층을 분리해내고자 하였다. 아울러 잠재계층의 분류에 영향을 미치는 예측변수를 찾아냄으로써 청소년의 성장 유형 이해를 돕고, 예측변수에 대한 차별적 처치를 가능하게 하는 연구결과를 확보하고자 하였다. 본 연구에서 자아존중감 변화 예측요인으로 설정한 변수는 성별, 가정의 경제적 형편 및 자기조절 학습능력, 부모양육태도, 교사관계, 또래애착 등이다.

전술한 내용을 바탕으로, 본 연구에서 살펴본 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 중학교 1학년에서 고등학교 졸업 후 1년까지 청소년기의 자아존중감 변화 궤적은 어떠한가?

둘째, 중학교 1학년에서 고등학교 졸업 후 1년까지 7년간 청소년 자아존중감 변화 양상은 몇 개의 잠재계층으로 분류되며 각 계층의 성장 유형 특징은 어떠한가?

셋째, 청소년의 개인특성(자기조절학습능력) 및 타인과의 관계(부모 교사, 또래)와 같은 예측변인은 청소년 자아존중감 변화에 이질적인 양상을 드러내는 잠재계층을 어떻게 설명하는가?

## II. 이론적 배경

### 1. 자아존중감의 종단적 변화

자아존중감은 자기에 대한 가치판단으로 자기 자신을 얼마나 긍정적으로 수용하며 자신의 가치를 존중하는지를 의미한다(Rosenberg, 1965). 청소년 자아존중감 영향요인에 대한 연구의 대부분은 특정 시점에서 이루어진 횡단연구이다. 하지만 한국청소년정책연구원의 한국청소년패널조사(Korean Youth Panel Survey: 이하 KYPS)와 한국 아동·청소년패널조사(KCYPS) 등의 조사가 이루어지면서 자아존중감 종단적 변화에 대한 연구도 꾸준히 증가하고 있다. 청소년 자아존중감 변화를 다룬 김은진(2015), 박미정, 유난숙(2017), 신효정, 최현주(2016), 이경아, 유성모(2014), 정병삼(2010), 정익중(2007), 정현희(2009) 등의 연구는 청소년기 자아존중감에 변화에 있어서 청소년 중기에서 후기, 즉 중학교에서 고등학교 시기를 거치면서 자아존중감이 증가한다는 결과를 보여주었다. 이와 반대로 박혜숙(2019)의 연구는 KCYPS 초등학교 패널을 분석하여 초등학교 5학년에서 고등학교까지의 시기에 청소년의 자아존중감이 증가하다가 감소한다는 결과를 보여주었고, 정은석, 이주연(2014)은 한국복지패널을 분석하여 초등학교 패널을 1차년도, 4차년도, 7차년도의 3회에 걸쳐 자아존중감을 측정하여 초등학교에서 고등학교 시기를 거치며 학년이 올라가면서 자아존중감이 감소한다는 결과를 보여주었다. 이렇듯 자아존중감 변화에 대한 선행 연구는 일관되지 않은 결과를 보여주고 있어 자아존중감 변화 양상에 대한 지속적 연구를 통해 계속 확인해나갈 필요가 있다고 할 수 있다. 선행 연구에서 주로 중학교에서 고등학교 시기까지 자아존중감 변화를 살펴본 것에 비해 본 연구는 고등학교 졸업 후까지 자아존중감 변화 궤적이 어떤 양상을 보이는지 탐색한 점이 기존 연구와 차별화된다.

연구방법적 측면에서 본 연구는 성장혼합모형을 사용하여 자아존중감 성장 궤적에서 상이한 궤적을 보이는 하위집단이 있는지 확인하고자 한다. 김은진(2015)은 잠재성장모형을 사용하여 청소년 자아존중감이 중학교 2학년에서 고등학교 3학년 시기에 점차 증가한다는 결과를 얻었다. 박미정, 유난숙(2017)은 반복측정 분산분석으로 KCYPS 중1패널 1, 3, 5차년도 자료를 분석하여 학년이 올라갈수록 자아존중감이 증가한다는

결과를 얻었다. 신호정, 최현주(2016)는 구조방정식모형으로 KCYPS 중1패널 1, 3, 5차년도 자아존중감을 분석하여 시간이 흐름에 따라 자아존중감 평균이 높아진다는 결과를 보고하였다. 이경아, 유성모(2014)는 KYPS 중2패널 1~6차년도 자료를 다항회귀분석으로 분석하여 중학교 1학년 학생들이 대학교 1학년까지 성장하는 동안 자아존중감이 증가하는 변화 형태를 확인하였다. 정익중(2007)은 KYPS 중2패널 1~3차년도 자료를 잠재성장모형과 준모수적 집단중심모형으로 분석하였다. 정현희(2009)는 KYPS 중2패널 1~4차년도 자료를 군집분석과 반복측정 분산분석을 사용하여 분석하였다. 박혜숙(2019)은 KCYPS 초4패널 자료를 다층성장모형으로 분석하였다. 정은석, 이주연(2014)은 한국복지패널 초등학교 패널 자료를 반복측정 분산분석으로 분석하였다.

이렇듯 선행 연구 대부분이 청소년 자아존중감 변화 궤적이 집단 내에서 동일할 것이라고 가정하고 있으며, 이러한 가정으로 인해 자아존중감 변화 양상에서 서로 상이한 결론에 이를 수도 있다. 이에 대해 본 연구는 성장혼합모형을 사용하여 청소년 자아존중감 변화궤적을 분석하고자 한다. 또한 청소년기 자아존중감 원점수를 사용하는 대신 문항반응이론(IRT) 점수를 기반으로 좀 더 정확한 결과를 얻고자 하였다.

## 2. 자아존중감 예측요인

본 연구에서 사용한 자아존중감 예측요인은 선행연구에서 주로 사용한 성별, 가구소득 및 부모양육태도, 또래애착, 교사관계와 자기조절학습능력이다. 선행연구 중 대부분은 이들 예측 요인 중에서 일부가 청소년 자아존중감에 미치는 영향을 분석하였다. 김은진(2015)은 부모애착과 자아존중감의 변화를 살펴보고, 김현진(2017)은 부모의 양육태도, 교사관계 및 자기조절학습능력의 영향력을 확인하였다. 박미정, 유난숙(2017)은 성취가치, 또래관계, 교사와의 관계를 확인하였고, 박성희, 최은영(2016)과 신태섭, 이현주, 권희경(2015)은 부모양육태도가 자아존중감에 미치는 영향을 분석하였다. 신호정, 최현주(2016)는 교사관계, 또래애착, 부모양육태도의 영향력을 분석하였다. 이경아, 유성모(2014)는 부모양육태도와 또래애착이 자아존중감에 미치는 영향을 분석하였다. 정익중(2007)은 학업성취, 부모양육태도 및 학교애착의 영향력을 분석하였다. 박혜숙(2019)은 초등학교 패널에 대해 성별, 가정의 경제상황 및 부모관계, 또

래관계, 교사관계 및 학업성취의 영향력을 분석하였다. 이러한 선행 연구에서 자아존중감의 개인특성 및 가족관계, 친구관계 및 학교요인이 자아존중감에 영향을 끼치는 것으로 확인되었다. 본 연구에서는 박혜숙(2019)의 연구와 비슷하게 성별, 가족소득, 부모양육태도, 또래애착, 교사관계 및 자기조절학습능력이 자아존중감 변화에 어떤 영향을 미치고 있는지 분석하였다.

### 1) 자기조절학습능력

청소년기는 미래를 준비하는 시기로서 학업에 대한 중요성이 대단히 크다. 선행연구에서 청소년의 학업성취는 자아존중감을 예측하는 변인으로 검증되어 오고 있다(이경은, 이주리, 2008; 정익중, 2007). 이경은, 이주리(2008)는 KYPS의 중2패널 자료를 자기회귀교차치연모형으로 분석하여 중학교 2학년에서 고등학교 2학년까지 4년간 학업성취와 자아존중감의 상호영향 관계에서 전년도 학업성취가 다음 해 자아존중감에 영향을 끼친다는 결과를 얻었다. 정익중(2007)은 KYPS 중2패널 자료를 잠재성장모형으로 분석하여 중학교 2학년에서 고등학교 1학년까지 3년간 청소년 자아존중감의 발달과정에서 자아존중감의 종단적 변화에 미치는 개인요인, 가족요인, 또래집단 및 학교요인의 영향력을 분석한 결과, 학교요인 중에서도 학업성취 변인이 청소년 자아존중감에 가장 큰 영향을 미친다고 보고하였다.

한편, 학업성취결과가 청소년의 자아존중감에 영향을 끼친다고 볼 수도 있지만, 청소년의 학습성취에 대한 태도, 즉, 자기조절학습능력이 자아존중감에 정적인 영향을 준다고 보고한 선행연구도 있다. 중학생의 성취가치 및 자아존중감의 다중매개효과를 살핀 허균(2014)의 연구에서 중학생의 성취가치는 자기통제력, 자아존중감, 학업성취에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 긍정적인 부모 양육태도가 자기조절학습능력을 매개하여 자아존중감에 영향을 끼친다는 결과를 보여주었다(김현진, 2017). 중학교 1학년에서 고등학교 2학년에 걸친 자아존중감에 대한 종단연구에서 고등학교 2학년 시기에 성취가치가 높을수록 자아존중감 수준이 높았다(박미정, 유난숙, 2017).

## 2) 부모양육태도

부모양육행동이란 부모가 아동을 양육하면서 일반적이고 보편적으로 나타내는 행동을 의미한다(김현진, 2017). 연구에 따르면 부모의 양육행동을 긍정적으로 인식하는 청소년의 경우, 부모가 자신의 능력에 대하여 긍정적으로 평가한다고 인식하며, 이는 개인의 자아존중감에 긍정적인 영향을 미치게 된다. 반면, 부모가 자신에 대해서 지나치게 비판적이거나 심리적 지원을 제공하지 않는 것으로 인식하는 청소년의 경우, 자신의 능력에 대한 평가를 부정적으로 하게 되며, 이는 자아존중감에 부정적인 영향을 미치게 된다.

KCYPs의 패널데이터를 이용한 여러 연구에서 부모의 긍정적 양육태도가 청소년의 자아존중감에 지속적으로 영향을 주고 있음이 공통적으로 확인되었다.(김은진, 2015; 김현진, 2017; 박성희, 최은영, 2016; 신태섭, 이현주, 권희경, 2015; 이경아 유성모, 2014; 정병삼, 2010; 정익중, 2007). 신호정, 최현주(2016)는 부모의 양육태도가 청소년 자아존중감 변화에 긍정적 영향을 미침을 확인하였다. 유창민(2017)은 중학교 1학년에서 고등학교 3학년까지 6년간 청소년의 자아존중감이 성장하는 데에 부모의 애정적 양육방식이 긍정적 영향을 끼침을 보였다.

## 3) 교사-학생관계

우리나라 현실에서 청소년 일과의 대부분이 학교에서 이루어지기 때문에 학교생활의 중요성은 매우 크다(강윤아, 신태수, 2018). 학교생활은 청소년의 긍정적인 발달에 매우 중요하며 교사와의 관계가 긍정적일수록 자아존중감은 높아지는 것으로 나타났다. 또한 안정적인 학교 분위기에서 교사와 원만한 관계를 형성하는 것은 청소년의 자아탄력성을 높이고 교사와의 관계 및 또래 관계, 학업성취도 등에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(임효진, 김재철, 2014). 교사와 학생 간의 비수업적 측면이 학생의 참여와 인지적 노력으로 이어질 뿐만 아니라 학습동기, 정서, 학교생활적응 및 자아탄력성과도 관련이 있다는 것을 보여주고 있다. 청소년 자아존중감의 변화를 매개하는 요인을 연구한 신호정, 최현주(2016)의 연구에서 중1에서 중3, 중3에서 고2의 자아존중감을 매개하는 변인으로 교사-학생 관계가 모두 영향을 미치는 것으로 나타났다.

#### 4) 또래애착

청소년기는 또래 집단의 영향력이 가장 강한 시기이다. 우리나라의 중고등학교 시기에는 학교생활의 비중이 늘면서 또래가 사회적 관계의 중심이 된다(신효정, 최현주, 2016). 청소년들은 자신에 대한 이야기를 또래와 더 많이 나누고 친밀감에 대한 욕구를 부모보다 친구에게 더 많이 느낀다. 또래는 청소년기의 관심사와 자신들이 당면한 발달적 고민을 함께 나누는 관계로 청소년은 또래 집단 안에 있을 때 소속감과 심리적 안정감을 가진다. 또한, 청소년들은 자신과 평등한 위치에 있는 또래를 준거집단으로 활용하여 사회화를 학습하며 또래관계를 유지한다.

김소영, 윤기봉(2016)의 연구에서는 또래애착 중 소외가 청소년 삶의 만족도 초진값과 변화율에 각각 영향을 미쳤다. 중학교 1학년 학생을 대상으로 한 양숙경, 문혁준(2012)의 연구에서 또래애착이 높은 청소년의 자아존중감이 높게 나타났다. 자아존중감이 높은 청소년이 또래애착도 높은 것으로 확인되었다(김은경, 김홍숙, 김순규, 2013; 노보람, 박새롬, 이순형, 박혜준, 2016). 청소년기에는 부모보다 친구와 함께 하는 시간이 길어지고, 중학교에서 고등학교로 갈수록 학교에서 보내는 시간이 길어지므로, 청소년 삶에 중요한 영향을 미친다.

#### 5) 성별과 가구소득

일반적으로 남성과 여성은 사회화 과정이 다르며, 성별에 따른 자아존중감 변화 양상에 대한 상이한 연구 결과가 존재한다. 박혜숙(2019)의 연구에서 초등학교에서 고등학교로 이행하는 과정에서 남학생의 자아존중감이 여학생보다 더 높게 나타났다는 결과를 보여주었다. 정익중(2007)은 성별과 가정의 소득 수준을 예측요인으로 사용하여 분석하였으나, 성별은 하위집단에서만 예측변인으로 유의하였고, 가정의 빈곤 정도는 자아존중감 발달케적에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.



### III. 연구방법

#### 1. 연구대상

본 연구에서는 한국청소년정책연구원에서 제공한 한국아동·청소년 패널조사 자료를 분석하였다. 한국아동·청소년 패널조사는 초등학교 1학년 패널, 초등학교 4학년 패널, 그리고 중학교 1학년 패널 등 총 3개 패널 7,071명과 그 보호자를 추적한 조사이다. 중1 패널 자료는 전국 중학교 1학년 청소년들 가운데 층화 다단계집락표집(stratified multi-stage cluster sampling)에 의해 추출된 2,351명을 2010년부터 추적·반복 조사한 자료이다(한국청소년정책연구원, 2017).

본 연구에서 활용한 자료는 자아존중감이 모두 측정된 1차년도(2010년), 3차년도(2012년), 5차년도(2014년), 7차년도(2015년)의 4개년 자료, 즉 중학교 1학년, 3학년, 고등학교 2학년, 고등학교 졸업 후 1년차 자료이다. 2010년 1차년도 조사 원표본은 2,351명이었으나 3차년도 2,259명, 5차년도 2,091명, 7차년도 표본은 2,056명이었다. 각 요인의 결측치를 완전제거방식으로 제거하여 분석에 사용된 대상은 1,702명으로 남학생 838명(49.2%), 여학생 864명(50.8%)이었다.

#### 2. 측정도구

##### 1) 자아존중감

자아존중감은 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도를 변안한 척도로 10문항, 4점 척도(1=매우 그렇다, 4=전혀 그렇지 않다)고 구성되어 있다. 본 연구에서 신뢰도 분석 결과, 1, 3, 5, 7차 자료 모두 내적 일관성 계수(Cronbach  $\alpha$ )가 낮았으나 8번 문항(“나는 나를 좀 더 존중할 수 있었으면 좋겠다”)을 제거하였을 때에는 적절한 신뢰도를 보였다. 이지영, 남숙경, 이미경, 이지희, 이상민(2009)의 타당도 분석 연구에서도 초, 중, 고, 대학생 집단 각각에서 8번 문항은 자아존중감 척도 전체 신뢰도를 떨어뜨렸으며, 8번 문항이 한국 학생들에게 원어에서 의도한 반응을 측정하지 못하는 것으

로 나타났다. 부정적인 의미를 내포한, 2, 5, 6, 9번의 4개 문항을 제외한 나머지 문항은 역채점하여 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 자아존중감 척도의 1, 3, 5, 7차년도 내적 일관성 계수는 각각 .875, .844, .874, .867로 나타났다.

## 2) 자기조절학습능력

자기조절학습능력은 양명희(2000)가 개발한 자기조절학습능력 척도를 수정·보완한 자료를 활용하였다. 예측변수로 투입된 자료는 1차년도 자기조절학습능력이다. 본 척도의 모든 응답 방식은 리커트 4점 척도(1=매우 그렇다, 4=전혀 그렇지 않다)이며, 성취가치(7문항), 숙달 목적 지향성(2문항), 행동 통제(5문항), 학업 시간 관리(4문항)의 4개 하위요인으로 되어 있으며, 18개 문항의 평균값을 분석에 활용하였다. “노는 것을 그만두지 못해 공부를 시작하기 어렵다”와 “공부를 하려면 쓸데없는 생각 때문에 집중을 못한다” 등 2문항을 제외한 모든 문항은 역채점하여 점수가 높을수록 자기조절학습능력이 높음을 의미한다. 신뢰도 분석을 위하여 산출한 문항 내적 일관성 계수는 .890으로 나타났다. 하위문항별 내적 일관성 계수는 성취가치 .893, 숙달 목적 지향성 .712, 행동 통제 .714, 학업 시간 관리 .859으로 나타났다.

## 3) 부모양육태도

부모양육태도는 자녀를 양육하는 부모가 가지는 내적인 신념이나 가치를 의미하며 긍정적, 수용적인 양육태도에 초점을 두었다. 본 연구에서는 한국아동청소년패널조사의 가정환경 영역 중 “내가 좋아한다는 표현을 하신다” 등을 포함하는 양육방식 I의 애정 항목(4문항)과 “무리한 요구를 하면 그것이 왜 안되는지 이유를 말씀해 주신다”를 포함한 합리적 설명(3문항)을 사용하였다. 이 척도의 모든 응답 방식은 리커트 4점 척도(1=매우 그렇다, 4=전혀 그렇지 않다)이며, 모든 문항은 역채점하여 점수가 높을수록 부모양육태도가 긍정적임을 의미한다. 내적 일관성 계수는 .858로 높은 편이었다. 하위문항별 내적 일관성 계수는 애정 .819, 합리적 설명 .742로 나타났다.

#### 4) 교사관계

본 연구에서는 교사-학생 관계 변수로 “선생님을 만나면 반갑게 인사한다”, “선생님과 이야기하는 것이 편하다” 등의 5개 문항으로 이루어진 교사-학생관계 항목을 사용하였다. 모든 응답은 리커트 4점 척도(1=매우 그렇다, 4=전혀 그렇지 않다)이며, 역채점하여 점수가 높을수록 교사관계가 좋음을 의미한다. 내적 일관성 계수는 .822이다.

#### 5) 또래애착

또래애착의 하위 요인은 의사소통(3문항), 신뢰(3문항), 소외(3문항) 등 3개이다. 총 9문항 중에서 소외 항목을 제외하고 “내 친구들은 내가 말하는 것에 귀를 기울인다”를 포함한 의사소통 3문항, “나는 내 친구들을 믿는다”를 포함한 신뢰 3문항을 사용하였다. 본 척도의 모든 응답 방식은 리커트 4점 척도(1=매우 그렇다, 4=전혀 그렇지 않다)이며 모든 문항은 역채점하여 점수가 높을수록 또래애착 정도가 높음을 의미한다. 또래애착의 내적 일관성 계수는 .862로 높은 편으로 나타났다. 하위문항별 내적 일관성 계수는 의사소통 .758, 신뢰 .753으로 나타났다.

#### 6) 성별과 가구연간소득

원자료에는 남자는 1, 여자는 2로 코딩되어 있었으나, 해석상의 편의를 위해 여자는 0, 남자는 1로 변경하여 사용하였다. 가구연간소득의 경우 매우 높은 소득의 가정으로 인해 정적 편포로 정규성 가정을 충족시키기 어려우므로 로그 변환된 값을 사용하였다.

### 3. 분석 모형

본 연구에서는 청소년의 중학교 1학년부터 대학교 1학년까지의 자아존중감 변화 형태에 따른 잠재계층을 도출하고, 이 잠재계층을 설명하는 요인들의 영향력을 검증하기 위하여 문항반응이론에 성장혼합모형(growth mixture model)을 결합한 중단 문

항반응이론 혼합모형을 적용하였다. 종단 문항반응이론 혼합모형은 다음 그림 1에서 볼 수 있는 바와 같이 성장혼합모형에서 측정모형으로 문항반응이론을 결합한 형태를 지닌다. 구체적으로 각 문항과 측정 구인 간 경로에 이웃범주 로짓(adjacent-categories logit)을 설정함으로써 다분문항반응이론 모형인 일반화부분점수모형(generalized partial credit model)을 사용할 수 있게 된다(Ostini & Nering, 2006). 모형의 식별을 위해 1차년도 지아존중감의 사전분포(prior distribution) 평균과 표준편차를 각각 0과 1로 고정하였으며, 그 이후에는 1차년도에 추정된 문항모수를 고정함으로써 연도별 평균과 표준편차를 추정하였다. 시간의 변화에 따른 문항 모수의 변화를 의미하는 IPD(item parameter drift)는 고려하지 않았다.

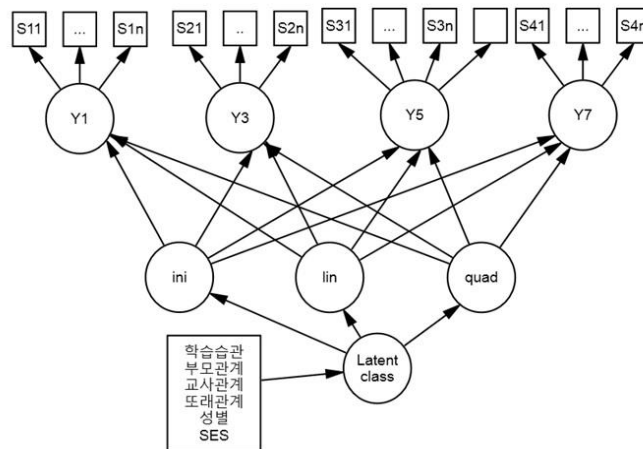


그림 1. 분석 모형

이 모형은 Asparouhov와 Muthén(2014)이 제안한 성장혼합모형의 3단계 분석 절차에 따라 이론적으로는 Mplus 8.2(Muthén & Muthén, 2017) 프로그램으로 분석이 가능하다. 그러나 실제로는 자료의 크기로 인하여 모수 추정이 제대로 이루어지지 않았다. 따라서 PARSCALE 4.0(Muraki & Bock, 2003)의 고정 문항모수 추정(fixed item parameter calibration) 방법을 이용하여 종단 문항반응이론 척도를 구축한 후 Mplus 8.2 프로그램으로 분석을 완료하였다.

#### 4. 분석 절차

분석은 다음 절차로 이루어졌다. 먼저 중단 문항반응이론 척도를 구축한 후, 다음으로 잠재성장모형을 적용하여 1차, 2차 등의 성장모형을 비교하였다. 잠재성장모형의 적용 후에는 Wickrama, Lee, O'Neal and Lorenz(2016) 등의 제안에 따라 먼저 잠재계층성장모형(latent class growth model)을 적용하여 잠재계층의 수를 결정한 후 본 연구에서 제안한 중단 문항반응이론 혼합모형을 적용하였다.

잠재계층의 수를 결정할 때에는 통계적 기준으로 정보지수, 모형 비교 검증, 분류의 질 등을 사용하였다. 정보지수는 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion), 그리고 SABIC(Sample-size Adjusted BIC)를 이용하였다(Akaike, 1974; Schwartz, 1978; Sclove, 1987). SABIC는 BIC 공식에서  $n$ 대신  $(n+2)/24$ 를 대입하여 계산하며, 3개의 정보지수 모두 값이 작을수록 좋은 적합도를 의미한다.

잠재계층 수에 따른 모형을 비교하기 위한 검증 방법은 Lo-Mendell-Rubin의 조정된 차이 검증(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test: LMR LRT; Lo, Mendell & Rubin, 2001)과 모수적 부트스트랩 우도비 검증(Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test: BLRT; Tekle, Gudicha & Vermunt, 2016)을 이용하였다. 두 검증 모두 잠재계층이  $k$ 개인 모형을 지지하기 위해 잠재계층이  $k-1$ 개인 모형이 기각되는지를 검증하는 방법이다. 만약 검증 결과의 값이 유의하다면  $k$ 개의 잠재계층 모형을, 유의하지 않다면  $k-1$ 개의 잠재계층 모형을 선택하게 된다.

본 연구에서는 잠재계층 분류에 영향을 줄 것으로 예상되는 독립변수들을 모두 포함한 조건모형으로 잠재계층의 수를 비교하여 최종 모형을 결정하였다. 그리고 최종 모형 분석 결과에서 제시되는 독립변수의 영향력을 다항 로지스틱 회귀분석으로 추정하였다. 다항 로지스틱 분석 시 Expectation Maximization 알고리즘으로 결측치를 처리하였다. 또한 잠재계층에 따라 변화선의 형태를 최적화하는 함수를 적용하기 위해 측정시점이 4회임을 고려하여 2차 함수(quadratic)까지 포함시켜 검증하였다. 분석에는 Mplus 8.2(Muthén & Muthén, 2017)와 SPSS 24 프로그램을 사용하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 기술통계치 및 상관관계

잠재계층을 구분하는 요인인 자아존중감과 이 잠재계층 구분을 예측하는 요인인 자기조절학습능력, 부모양육태도, 교사관계, 또래애착 그리고 성별과 가구소득 등의 기술통계치와 상관 관계는 표 1과 같다. 변수들은 통계적으로 유의한 상관을 보였다. 또한 요인들의 공차(tolerance)가 .689에서 .975, 분산팽창계수(VIF)가 1.076에서 1.606의 값을 보여 다중공선성은 우려하지 않아도 되는 것으로 나타났다.

표 1  
기술통계치 및 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	.516**									
3	.402**	.511**								
4	.279**	.357**	.480**							
5	.400**	.226**	.216**	.156**						
6	.362**	.252**	.225**	.169**	.342**					
7	.240**	.179**	.146**	.124**	.410**	.307**				
8	.381**	.270**	.247**	.147**	.333**	.346**	.225**			
9	.068**	0.044	.078**	.110**	.077**	.068**	.109**	-.148**		
10	.095**	.093**	.090**	0.043	.136**	.080**	.057*	.083**	0.002	
M	2.89	2.91	3.00	3.03	2.70	2.93	2.71	2.97	.49	8.18
SD	.566	.495	.476	.477	.462	.594	.654	.573	.500	.679

1-4. 1, 3, 5, 7차년도 자아존중감, 5. 1차년도 자기조절학습능력, 6. 1차년도 부모관계, 7. 1차년도 교사관계, 8. 1차년도 또래애착, 9. 성별, 10. 1차년도 로그가구연간소득

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

표 2에서 자아존중감의 원점수, 표준점수(Z score), 문항반응이론 점수(IRT score)의 평균과 표준편차를 비교하였다. 원점수는 1차년도 2.890, 2차년도 2.907, 3차년도 3.000, 4차년도 3.032로 측정 시점마다 향상된 것으로 나타났다. 연도별 비교와 해석

의 편의성을 위하여 1차년도에 평균과 표준편차를 이용하여 표준점으로 환산하면 1차년도 이후의 변화를 1차년도 기준으로 해석할 수 있다. 본 연구에서는 LIRT를 이용한 척도화 점수를 사용하였으며 잠재변수모형인 IRT 모형의 식별을 위해 1차년도 능력치의 사전분포에서 평균과 표준편차를 각각 0과 1로 고정하였으나 각 참가자의 능력치는 사후분포에서 얻어지기 때문에 1차년의 평균과 표준편차가 0과 1에서 약간 벗어나 있음을 확인할 수 있다.

표 2

자아존중감의 원점수, 표준점수, 문항반응이론 척도화 점수 비교

연도	원점수		표준점수(Z score)		문항반응이론점수(IRT)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
1차년도	2.890	.566	.0000	1.000	.0020	.937
3차년도	2.907	.495	.0298	.876	.0150	.838
5차년도	3.000	.476	.1931	.841	.1726	.812
7차년도	3.032	.477	.2512	.843	.2276	.810

표준점수와 LIRT 척도화 점수를 비교한 결과는 그림 2에 제시되어 있다. 그림에 나타난 것처럼 시점(wave)이 증가할수록 표준점수와 LIRT 척도점수 차이가 점점 벌어지고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 본 연구에서와 같이 LIRT 기반의 모형을 사용하지 않고 원점수 기반의 성장모형을 적용할 경우 성장이 과대추정될 우려가 있음을 확인할 수 있다. 본 연구에서는 LIRT 척도점수로 변환한 자아존중감 점수를 분석에 사용하여 자아존중감 변화 궤적 측정을 시도하였다.

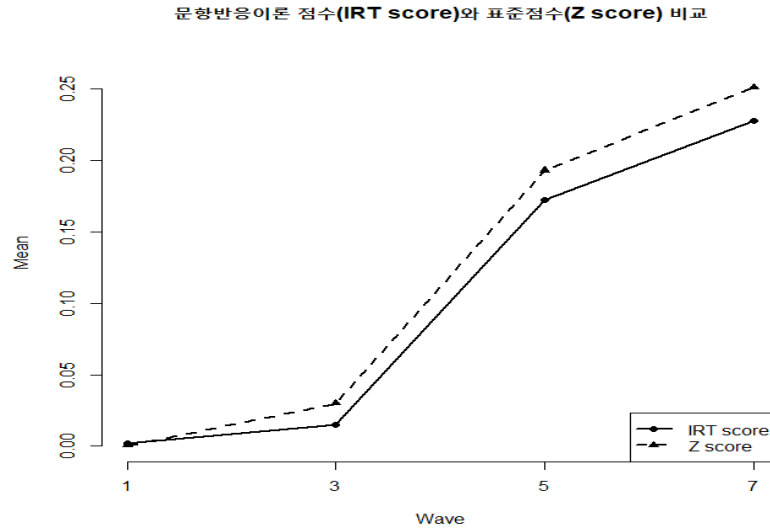


그림 2. 문항반응이론점수(IRT score)와 표준점수(Z score) 비교

## 2. 분석 결과

### 1) 잠재성장모형 선정

본 연구에서 자아존중감 변화에 따른 잠재집단 수를 결정하기 이전에 Jung과 Wickrama(2008)가 제시한 절차에 따라 전체 집단을 대상으로 선형을 가정한 변화모형과 비선형모형을 가정한 변화모형의 적합도 지수를 살펴보았다. 분석 결과에 따르면 비선형모형과 선형변화 모형의 적합도가 비슷한 것으로 나타났다. BIC와 SABIC를 기준으로 할 때 선형변화 모형이 더 나은 것으로 나타났으나 AIC를 기준으로 하면 2차 함수 모형이 더 좋은 결과를 보였다. 카이제곱 차이검정을 사용했을 때도 2차 함수 모형이 선정되었다. CFI, TLI 등 상대적합도 지수와 RMSEA, SRMR 등의 절대적합도 지수도 2차 함수 모형을 선호하였다. 또한, 그림 2의 평균 변화를 선형 성장만으로는 설명하기 어렵다고 판단하여 2차 함수 모형을 최종 성장모형으로 선정하였다.



표 3  
잠재계층 수에 따른 모형 적합 지수

	선형변화 모형	2차 함수 모형
$\chi^2$	31,874***	16,517***
df	5	1
AIC	15578.017	15570.750
BIC	15627.063	15641.464
SABIC	15598.471	15600.165
CFI	0.982	0.990
TLI	0.979	0.939
RMSEA	0.056	0.018
SRMR	0.025	0.017

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

## 2) 잠재계층 수 결정

자아존중감 변화에 따른 잠재계층 수를 결정하기 위해 독립변수를 배제한 잠재계층 성장모형을 적용하였다(Jung & Wickrama, 2008). 단일계층 모형을 무조건모형으로 하여 잠재계층 수를 차츰 증가시키면서 모형 비교 검증, 정보지수, 분류의 질이 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 분석 결과는 표 4와 같다.

첫 번째 기준인 모형 비교 검증 결과를 살펴보면 LMR LRT와 BLRT는 잠재계층 수가 3개까지 유의한 반면, 계층이 4개일 때에는 추정에 실패하였다. 두 번째 기준인 정보지수 또한 잠재계층 수가 증가함에 따라 모두 지속적으로 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 잠재계층이 4개인 경우 계층1이 2.9%로 5% 미만 수준이어서 분류의 적절성에 대한 우려가 제기되었다(Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007). 세 번째 분류의 질을 나타내는 Entropy는 1에 가까울수록 좋은 값인데 2개의 계층일 때 0.710으로 가장 높고 3개의 계층일 때 0.642로 다소 감소하였다. 위의 결과들을 모두 고려하였을 때 LMR LRT와 BLRT의 검증이 유의한 3개 집단으로 분류하여 설명하는 것이 가장 적절한 것으로 판단하였다.

표 4

잠재계층 분류 기준

분류기준		1계층	2계층	3계층	4계층
	Log-L	-7772.375	-7853.969	-7755.477	-7733.389
	df	13	12	16	20
모형비교검증	LMR LRT		$p < .001$	$p < .001$	0.004
	BLRT		$p < .001$	$p < .001$	0.000
정보지수	AIC	15570.750	15731.938	15542.954	15506.779
	BIC	15641.464	15797.213	15629.987	15615.570
	SABIC	15600.165	15759.090	15579.157	15552.033
분류의 질	Entropy		0.710	0.642	0.697
	계층1(%)	100	28.8	11.4	2.9
분류율(%)	계층2(%)		71.2	41.3	49.7
	계층3(%)			47.3	37.9
	계층4(%)				9.4

### 3) 성장혼합모형의 적용

성장혼합모형(growth mixture model)의 2차 함수 모형으로 잠재계층에 따른 자아존중감의 변화를 살펴보았다. 선정된 3개의 잠재계층에 대한 특성을 살펴보면, 80% 정도가 속하는 집단은 7년간 자아존중감의 변화가 다소 증가하기는 하였으나 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 자아존중감이 높은 집단에 속하는 20%는 다시 2개의 집단으로 나누어졌는데, 전체의 5%를 차지하는 집단은 중학교 1학년에 자아존중감이 높았으나 중학교 3학년과 고등학교 2학년 시기에 자아존중감이 큰 폭으로 낮아졌다가 고등학교 졸업 후 자아존중감이 회복되었고, 16.5%에 해당하는 집단은 자아존중감이 전체에 비해 높은 편이나 중학교 고학년과 고등학교 시기에 자아존중감이 더욱 높아졌다가 고등학교 졸업 후 다소 낮아지는 경향을 보였다. 전자를 ‘감소후증가’ 집단으로, 후자를 ‘증가후감소’ 집단으로 명명하고, 78.4%를 차지하는 집단은 대부분의 청소년이 속하므로 ‘주류’ 집단으로 명명하였다.

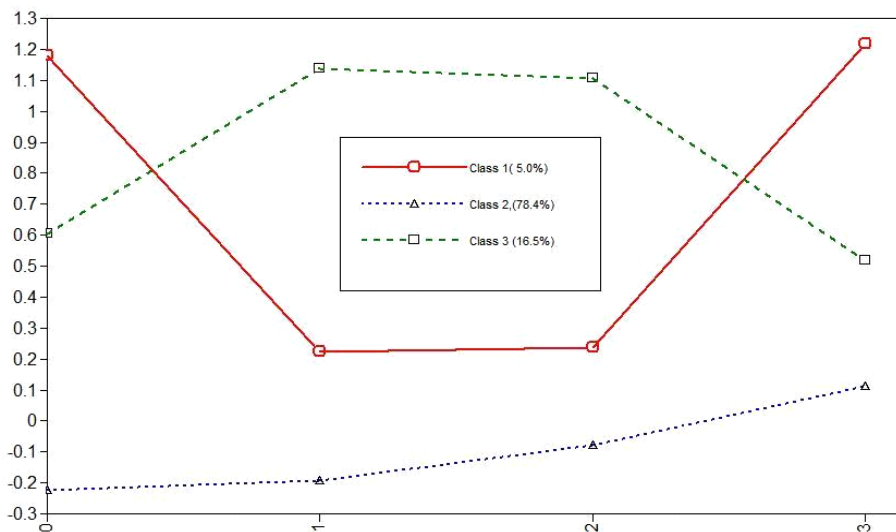


그림 3. 자아존중감 변화에 따른 잠재계층 형태

#### 4) 다항 로지스틱 회귀분석

잠재계층이 결정되고 계층별 잠재성장을 확인한 후 다항로지스틱 분석을 통하여 독립변수가 자아존중감의 성장에 미치는 영향을 분석하였다. 한 집단을 기준집단(reference group)으로 하여 독립변수가 차이를 어떻게 설명하는가를 분석한 결과는 표 5와 같다.

표 5

잠재계층 분류 관련 변인들의 영향력

	감소후증가 vs. 증가후감소				주류 vs. 증가후감소			
	계수	S.E.	Wald	Exp(B)	계수	S.E.	Wald	Exp(B)
자기조절학습능력	0.386	0.385	1.009	1.472	-0.572**	0.184	9.661	0.564
부모양육태도	0.138	0.324	0.182	1.148	-0.507**	0.146	12.020	0.602
교사관계	0.030	0.267	0.012	1.030	-0.222	0.125	3.164	0.801
또래애착	0.195	0.324	0.363	1.215	-0.665***	0.152	19.180	0.514
성별	0.749*	0.330	5.168	2.116	-0.218	0.147	2.188	0.804
로그가구연간소득	-0.221	0.221	0.993	0.802	-0.075	0.110	0.462	0.928

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

‘증가후감소’ 집단을 기준으로 하여 ‘감소후증가’ 집단을 비교한 결과 ‘감소후증가’ 집단에 소속될 확률을 유의하게 설명하는 변수는 성별이다. 성별은 여학생이 0, 남학생이 1의 값을 갖고 있으므로 이 결과는 남학생이 ‘감소후증가’ 집단에 속할 확률이 크다는 것으로 해석할 수 있다. ‘증가후감소’ 집단을 기준으로 ‘주류’ 집단을 비교한 결과 ‘주류’에 속할 확률을 유의하게 설명한 변수는 자기조절학습능력, 부모양육태도, 또래애착 등이었다. 이들은 모두 낮을수록 ‘주류’ 집단에 속할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 또한 ‘주류’집단을 기준집단으로 하여 ‘감소후증가’ 집단을 비교하였을 때 남학생이고 자기조절학습능력, 부모양육태도, 또래애착이 높을수록 ‘감소후증가’ 집단에 속할 확률이 높아지는 것으로 나타났다.

## V. 논의 및 결론

본 연구는 청소년의 사회정서 역량 중 최근 여러 연구에서 주목하고 있는 자아존중감의 변화 양상을 살펴보고 이질적인 변화 양상을 보이는 잠재계층이 있다면 이들은 무엇이며 어떠한 배경변수로 설명할 수 있는지 분석하였다. 기존 연구와 차별화를 위하여 다수의 기존 연구들에서 사용한 원점수(문항 점수의 합이나 평균) 대신 LIRT를 이용하여 척도화한 점수를 기반으로 하였다. 원점수보다는 문항반응이론 점수를 사용할 때 보다 정확한 결과를 얻을 수 있음은 여러 선행연구에서 제시하고 있다(Hayas et al., 2011). 이를 통하여 청소년의 자아존중감 변화 양상을 보다 정확히 추정하고 그에 미치는 배경변인들의 영향 분석의 정확성도 증가시킬 수 있을 것으로 기대하였다.

연구 결과 청소년기 자아존중감 원점수 평균은 중학교에서 고등학교 졸업 후까지 7년간 지속적으로 증가하는 것을 확인하였다. 청소년 중기와 후기에 자아존중감이 전체적으로는 증가하는 추세를 보인다는 점은 여러 선행연구에서 확인된 바와 같다(김은진, 2015; 박미정, 유난숙, 2017; 신호정, 최현주, 2016; 이경아, 유성모, 2014; 정의중, 2007; 정현희, 2009). 그러나 2차 함수 모형이 더 적합함을 확인함으로써 청소년기 자아존중감의 변화 양상이 단선적이지 않음을 확인한 데에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 박혜숙(2019)의 연구에서 초등학교에서 중학교까지 자아존중감이 증가하다가 중학교에서 고등학교에는 감소한다는 결과를 보여주었으나, 본 연구에서 고등학

교 시기 및 고등학교 졸업 후까지 자아존중감 변화 양상을 추적한 결과 청소년 후기에 자아존중감이 증가 추세를 보임을 확인하였다.

비록 자아존중감이 전체적으로는 증가 추세를 보였으나 하위 계층별 변화 양상은 동일하지 않았다. 잠재계층을 확인한 결과 ‘감소후증가’, ‘증가후감소’, ‘주류’ 등 3개의 잠재계층이 확인되었다. 여기에서 명명한 ‘주류’를 일반적인 경향성을 따르는 집단으로 본다면 이와 다른 발달 궤적을 보이는 2개의 잠재계층이 추가로 존재함을 확인한 것이다. 이 결과는 자아존중감의 중단적 변화를 군집분석으로 분석하여 상위, 증가, 감소, 하위 집단의 4개의 하위 집단을 분류한 정현희(2009)의 연구나 비모수 집단분석에서 상위, 중간, 하위의 3개의 하위 집단을 구분한 정익중(2007)의 연구 결과와 유사하다. 본 연구 분석 대상인 청소년의 80%는 중학교부터 고등학교 졸업 후까지 자아존중감이 지속적으로 향상하는 ‘주류’에 속한다는 것이며, 이는 여러 선행연구에서 밝힌 바와 유사하다(박미정, 유난숙, 2017; 신효정, 최현주, 2016; 이경아, 유성모, 2014). 즉, 상위 20%에 해당하는 청소년은 다시 ‘증가후감소’ 집단과 ‘감소후증가’ 집단으로 나누어지며, 세 집단 모두 증가한다고 관찰한 정익중(2007)의 연구 결과와 네 개의 집단이 모두 비슷한 비율로 나누어진 정현희(2009)의 연구 결과와도 차별화된다. 본 연구에서는 대부분 청소년의 자아존중감은 청소년기 동안 지속적으로 성장하지만, 5%의 청소년은 자아존중감이 다소 감소하였다가 다시 증가하고, 16%의 청소년은 자아존중감이 증가하였다가 고등학교 졸업 후 감소하는 것으로 나타나, 자아존중감 상위 집단 내에서 서로 다른 변화궤적을 보이는 하위 집단이 존재한다고 볼 수 있다.

‘증가후감소’를 기준집단으로 하여 다른 잠재계층에 속할 확률을 설명할 수 있는 변수를 탐색한 결과 성별, 자기조절학습능력, 부모양육태도, 또래애착 등이 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. ‘증가후감소’ 집단이 학교생활을 충실하게 하는 집단이라고 할 때 ‘감소후증가’ 집단에 속할 확률을 높이는 변수는 성별이다. 이는 여학생 자아존중감이 감소하는 반면 남학생의 자아존중감은 유지된다는 선행연구와 일부 일치한다고 볼 수 있다(정은석, 이주연, 2014). ‘감소후증가’ 집단과 ‘주류’ 집단의 비교에서도 성별의 차이가 영향을 주는 것으로 나타났다. ‘감소후증가’ 집단은 중학교 입학 당시 높았던 자아존중감이 중학교와 고등학교 시기를 지나면서 낮아졌다가 고등학교 졸업 후 다시 회복되는 패턴을 보였다.

한편, 자기조절학습능력, 부모양육태도, 또래애착 등은 주류 집단에서 자아존중감이 높은 집단으로 이동시켜주는 보호요인으로 작용할 수 있다는 점이 확인되었다. 부모양육태도 및 또래애착이 자아존중감에 영향을 준다는 사실은 선행연구에서 확인되었다(박성희, 최은영, 2016; 신태섭, 이현주, 권희경, 2015; 유창민, 2017). 자기조절학습능력이 자아존중감의 예측변인이라는 선행연구(김현진, 2017; 박미정, 유난숙, 2017; 허균, 2014)와 같은 맥락에서 이해할 수 있다. 본 연구에서 교사관계, 가구소득을 청소년기 자아존중감 예측요인으로 확인하였으나, 선행연구(신효정, 최현주, 2016)와 달리 자아존중감 예측변인으로 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 청소년기에 학교생활에서 교사의 영향력보다 학생 개인 특성인 자기조절학습능력의 영향력이 중요하다는 것은 대부분의 청소년의 자아존중감에 자기조절학습능력을 긍정적으로 강화하는 것이 중요하다는 교육적 시사점을 준다.

아울러 본 연구는 LIRT 기반의 잠재성장혼합모형인 종단 문항반응이론 혼합모형을 사용하였다. 그림 2에서 확인할 수 있듯이 LIRT 기반의 척도점수는 표준점수보다 낮은 성장의 궤적을 보이고 있다. 이는 IRT를 적용하여 측정오차가 통제되었기 때문으로 해석할 수 있다. 다시 말하면 본 연구와 같이 LIRT 기반의 척도점수를 사용하지 않고 원점수(문항군 점수 포함)에 성장혼합모형을 적용했을 때 성장곡선 자체가 과대 추정될 수 있으며 이는 다시 배경변수를 탐색하는 과정에서 제1종 오류의 증가를 불러올 수 있게 될 것이다.

원점수에 포함되는 무작위 오차는 이론적으로 정적인 방향과 부적인 방향을 모두 가질 수 있으며 시간의 흐름에 따라 서로 상쇄될 수도 있다. 그러나 자아존중감의 변화에 있어 오차가 정적인 방향으로 작용하고 있음을 실증적으로 확인하였다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 성장곡선이 과대 추정되었다면 선행연구에서 자아존중감의 성장에 영향을 미치는 것으로 확인된 예측요인 중에 실제로는 효과가 거의 없는 변인도 섞여 있을 수 있기 때문이다. 그러한 변인이 무엇일지에 대해서는 추가 연구가 필요하겠으나 적어도 성장을 추적함에 있어 오차를 배제한 측정(error-free measurement)의 필요성에 연구자의 주의를 환기시켰다는 점에서 본 연구의 의미를 찾을 수 있을 것이다(Perron & Gillespie, 2015).

마지막으로 Mplus의 추정상 어려움 때문에 한 번에 모든 분석을 완료할 수 없었던 점, 반복측정을 모형화하는 과정에서 나타날 수 있는 문항모수의 변화를 의미하는

IPD(item parameter drift) 점검이 충분히 이루어지지 않았다는 점, 본 모형의 분석 결과를 기존 방식의 분석(즉 원점수 기반의 분석) 결과와 충분히 비교해보지 않았다는 점 등이 본 연구의 제한점이다. 이에 대한 후속연구가 필요하다.

## 참고문헌

- 강윤아, 신태수 (2018). 부모와 자녀의 삶 만족도가 학교 적응에 미치는 인과적 전이 관계 분석: 성장혼합모형을 이용한 잠재전이분석을 중심으로. **한국청소년연구**, 29(3), 185-211. doi:10.14816/sky.2018.29.3.185
- 김소영, 윤기봉 (2016). 잠재성장모형을 이용한 청소년의 삶의 만족도 변화추정: 변화에 있어서의 개인차에 대한 요인 검증. **한국청소년연구**, 27(2), 271-296. doi:10.14816/sky.2016.27.2.271
- 김은경, 김홍숙, 김순규 (2013). 청소년의 또래애착에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. **청소년학연구**, 20(8), 303-324.
- 김은진 (2015). 청소년기 부모애착, 자아존중감, 분노, 스트레스 관계에 대한 종단연구. **한국청소년연구**, 26(4), 239-266. doi:10.14816/sky.2015.26.4.239
- 김현진 (2017). 중학생이 지각한 부모의 민주적 양육태도 및 교사와의 관계가 자아존중감에 미치는 효과에서 자기조절학습의 장기적 매개효과분석. **한국콘텐츠학회논문지**, 17(1), 30-40.
- 노보람, 박새롬, 이순형, 박혜준 (2016). 청소년의 또래애착 발달 궤적과 예측요인: 성별에 따른 다집단 분석. **한국청소년연구**, 27(1), 149-177. doi:10.14816/sky.2016.27.1.149
- 박미정, 유난숙 (2017). 청소년 자아존중감과 관련된 변인의 종단적 추이 분석. **한국가정과교육학회지**, 29(2), 67-84. doi:10.19031/jkheea.2017.06.29.2.67
- 박성희, 최은영 (2016). 부모의 양육태도가 청소년의 자아존중감, 학습동기 및 삶의 만족도에 미치는 영향: 소득계층 차이를 중심으로. **학교사회복지**, 35, 53-83.
- 박혜숙 (2019). 아동청소년의 자아존중감 변화양상에 관한 종단연구. **학습자중심교과교육연구**, 19(4), 907-928. doi:10.22251/jlcci.2019.19.4.907
- 신태섭, 이현주, 권희경 (2015). 중학생이 지각한 부모 양육행동, 자아탄력성, 자아존중감 간의 구조 관계. **열린교육연구**, 23(3), 45-64. doi:10.18230/tjye.2015.23.3.45
- 신희정, 최현주 (2016). 청소년 자아존중감 변화에 대한 건강, 부모의 애정적 양육태도, 교사-학생관계, 또래애착의 매개효과. **한국심리학회지: 학교**, 13(1), 31-54. doi:10.16983/kjsp.2016.13.1.31



- 양명희 (2000). **자기조절학습의 모형 탐색과 타당화 연구**. 서울대학교 대학원 박사학위 청구논문.
- 양숙경, 문혁준 (2012). 가족기능, 또래애착이 청소년의 자아존중감에 미치는 영향-일반자녀와 직업군인자녀를 중심으로. **인간발달연구**, 19(2), 115-130. doi:10.6115/ijhe.2013.14.2.1
- 유창민 (2017). 우리나라 청소년의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화 궤적과 예측요인. **아동복지학**, 59, 25-58. doi:10.24300/jkschw.2017.09.59.25
- 이경아, 유성모 (2014). 청소년의 자아존중감 향상 프로그램에 대한 연구. **뇌교육연구**, 14, 1-23.
- 이경은, 이주리 (2008). Cross-lagged Autoregressive Model을 적용한 청소년의 학업 성취와 자아존중감 간의 종단관계 연구. **한국가정관리학회지**, 26(6), 135-141.
- 이자영, 남숙경, 이미경, 이지희, 이상민 (2009). Rosenberg의 자아존중감 척도: 문항 수준 타당도 분석. **한국심리학회지: 상담 및 심리치료**, 21(1), 173-189.
- 임효진, 김재철 (2014). 중학교 학생들의 성취가치, 자기조절, 학업적응과 학업성취의 구조적 관계: 자아탄력성의 조절 효과. **청소년학연구**, 21(6), 161-190.
- 장혜림, 정익중 (2013). 부모의 양육태도가 자아존중감을 매개로 청소년의 친사회적 행동과 공격성에 미치는 영향. **한국가족복지학**, 40, 33-61.
- 정병삼 (2010). 부모-자녀애착과 부모지도감독이 청소년의 자아존중감의 변화에 미치는 종단적 영향. **한국청소년연구**, 21(4), 5-30.
- 정은석, 이주연 (2014). 아동청소년의 자아존중감 발달 궤적-성별 차이를 중심으로. **한국복지패널학술대회 논문집**, 7, 473-489.
- 정익중 (2007). 청소년기 자아존중감의 발달궤적과 예측요인. **한국청소년연구**, 18(3), 127-166.
- 정현희 (2009). 고등학교 진학 과정에서의 청소년기 자아존중감 변화 및 적응에 관한 종단연구. **청소년학연구**, 16(10), 227-247.
- 한국청소년정책연구원 (2017). 한국아동청소년패널조사(KCYPS) 제1-7차 조사 데이터 유저 가이드.
- 허균 (2014). 중학생의 성취가치와 학업성취 관계에서 자기통제력과 자아존중감의 다중매개 효과분석. **사고개발**, 10(2), 113-126.

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, *19*(6), 716-723. doi:10.1109/tac.1974.1100705
- Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2014). Auxiliary variables in mixture modeling: Three-step approaches using Mplus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *21*(3), 329-341. doi:10.1080/10705511.2014.915181
- Collins, L. M., & Lanza, S. T. (2010). *Latent class and latent transition analysis: With applications in the social, behavioral, and health sciences*. Hoboken, New Jersey: Wiley.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. New York: Harcourt.
- Hayas, C. L., Bilbao, A., Quintana, J. M., Garcia, S., Lafuente, I., & the IRYSS Cataract Group (2011). A comparison of standard scoring versus Rasch scoring of the visual function index-14 in patients with cataracts. *Investigative Ophthalmology & Visual Science*, *52*(7), 4800-4807. doi:10.1167/iovs.10-6132
- Jung, T., & Wickrama, K. A. S. (2008). An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modeling. *Social and Personality Compass*, *2*(1), 302-317.
- Lo, Y., Mendell, N. R., & Rubin, D. B. (2001). Testing the number of components in a normal mixture. *Biometrika*, *88*(3), 767-778. doi:10.1093/biomet/88.3.767
- Muraki, E., & Bock, R. D. (2003). *PARSCALE 4 for Windows: IRT based test scoring and item analysis for graded items and rating scales* [Computer software]. Lincolnwood, Illinois: Scientific Software International.
- Muthén, B. O., & Muthén, L. K. (2000). Integrating person-centered and variable-centered analysis: Growth mixture modeling with latent trajectory classes. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, *24*(6), 882-891. doi:10.1111/j.1530-0277.2000.tb02070.x
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus user's guide 8: Statistical analysis*

- with latent variables*. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study. *Structural Equation Modeling, 14*(4), 535-569. doi:10.1080/10705510701575396
- Ostini, R., & Nering, M. L. (2006). *Polytomous item response theory models*. Thousand Oaks, California: Sage.
- Perron, B. E., & Gillespie, D. F. (2015). *Key concepts in measurement*. New York: Oxford University Press.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press. doi:10.1515/9781400876136
- Tekle, F. B., Gudicha, D. W., & Vermunt, J. K. (2016). Power analysis for the bootstrap likelihood ratio test for the number of classes in latent class models. *Advances in Data Analysis and Classification, 10*(2), 209-224. doi:10.1007/s11634-016-0251-0
- Wang, C., & Nydick, S. W. (2019). On longitudinal item response theory models. *A didactic. Journal of Educational and Behavioral Statistics, 45*(3), 339-368.
- Wickrama, K. A. S., Lee, T. K., O'Neal, C. W., & Lorenz, F. O. (2016). *Higher-order growth curves and mixture modeling with Mplus: A practical guide*. New York: Routledge. doi:10.4324/9781315642741

## ABSTRACT

### An investigation into the growth trajectory types of adolescent's self-esteem through an application of a longitudinal item response theory mixture model

Park Chanho\*·Suh Kongju\*\*

The purpose of this study is to propose a longitudinal item response theory mixture model that can be used when analyzing the growth trajectories of different latent classes of adolescent's self-esteem. Data used for this study was taken from the Korean Child and Youth Panel Study (KCYPs) by the National Youth Policy Institute (NYPI). The data harvested from 1,702 students (838 males and 864 females) responses were gathered from the first-year middle school students' panel. The longitudinal survey lasted seven years, among which the 1<sup>st</sup>, 3<sup>rd</sup>, 5<sup>th</sup> and 7<sup>th</sup> years data were analyzed. The results were as follows. Firstly, a fairly coherent and predictable picture emerged for the 3 groups of self-esteem trajectories; 'the decrease after increase group', 'the increase after decrease group', and 'the majority group.' As expected, the pattern of self-esteem changed over time, and distinct trajectories of growth were revealed. Secondly, a logistic regression analysis indicated that trajectories of gender, study-habits, and parenting styles were significant and served as powerful predictors of latent class differences in self-esteem. Suggestions for future research were also discussed, based on the limitations of the present study.

Key Words: longitudinal item response theory mixture model, growth mixture model, self-esteem, growth trajectory, KCYPs 2010

투고일: 2020. 3. 3, 심사일: 2020. 6. 8, 심사완료일: 2020. 6. 24

---

\* Keimyung University

\*\* Daegu Future Education Research Institute, Keimyung University