

자기존중감과 학업성취 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증

최희철* · 김병석**

초 록

본 연구의 목적은 초등학생의 자기존중감과 학업성취 사이의 종단적 상호관계를 알아보는 것이었다. 이 연구는 한국 청소년 정책연구원에서 초등학생들을 대상으로 조사를 실시한 1차, 2차, 3차년도 패널자료를 이용하여 자기존중감과 학업성취의 자기회귀 교차지연 모형을 분석하였다. 그 결과, 초등학생의 학업성취는 이후 시점의 자기존중감을 유의하게 예측한 반면, 자기존중감은 이후 시점의 학업성취를 유의하게 예측하지 못하였다. 이 연구의 결과는 자기존중감이 학업성취를 예측할 것이라는 선행연구들의 제안과 다르게 학업성취의 향상이 오히려 자기존중감을 향상시킬 수 있음을 제안하였다. 그러나 자기존중감이 학업성취를 예측하지 못한다는 이 연구의 결과에서 뜻하는 자기존중감은 일반적 자기존중감에 제한되어 해석되어야 한다. 이 연구의 결과가 갖는 시사점, 연구의 제한, 일반적 자기존중감과 영역-구체적 자기존중감의 구별에 대한 연구의 동향, 추후연구를 위한 제언을 제시하였다.

주제어 : 자기존중감, 학업성취, 초등학생, 종단연구, 학업적 자아개념

* 단국대학교 교육학과, 교신저자, warm_mind@hanmail.net(경기도 용인시 죽전동, Tel: 010-6320-9081)

** 단국대학교 교육학과

I. 서 론

1. 문제 제기

최근에 학업성취에 관련된 변인들을 조사해온 국내의 연구자들은 학업성취에 관한 선행이론과 선행연구들의 결과들을 종합하여 학업성취를 설명할 수 있는 경로모형, 잠재성장모형, 구조관계모형을 수립하고 초등학생, 중학생, 고등학생을 대상으로 자신들의 모형이 자료에 적합한지를 검증하는데 관심을 모았다(김문혜, 강문희, 1999; 김선숙, 고미선, 2007; 김중환, 2001; 김주환, 김은주, 홍세희, 2006; 소연희, 2008; 이경화, 정혜영, 2006; 이숙정, 2006). 이 연구들은 선행연구들이 학업성취에 관계될 것으로 기대되는 단수의 독립변인(예, 가정의 심리적 환경, 자기존중감, 자기효능감 등)과 학업성취 사이의 단순 관계만을 조사하는데 그친 한계를 극복하고(이경화, 정혜영, 2006), 독립변인이 어떤 변인을 매개하여 학업성취에 이르게 되는지 그 경로 구조를 이해하고자 하였다. 이 연구들의 가장 공통된 가정 중의 하나는 자기존중감이 높을수록 학업성취가 높을 것이라고 가설을 수립한 것이다.

이경화와 정혜영(2006)은 초등학생을 대상으로 한 연구들을 종합하고 가정의 심리적 환경, 경제적 환경이 좋을수록 자기존중감이 높아 학업성취가 높을 것이라는 구조관계모형을 수립하고 모형이 자료에 적합한지 검증하였다. 그 결과 기대와 다르게 가정의 심리적 환경만이 자기존중감, 학업성취를 유의하게 예측하였고, 가정의 경제적 환경, 자기존중감은 학업성취를 유의하게 예측하지 못하였다. 김주환, 김은주, 홍세희(2006)는 중학생을 대상으로 자기결정성 이론에 기초하여 환경적 압박이 심하지 않을수록 자기결정성이 높아지고 자기존중감이 향상되어 학업성적이 높을 것이라는 구조관계모형을 수립하고 모형이 자료에 적합한지 검증하였다. 그 결과 그 모형이 자료에 적합한 것으로 검증되었다. 이숙정(2006)은 중고등학생들을 대상으로 하여 학생들이 교사를 신뢰할수록 학급풍토는 자율적이고 학생들의 자기존중감이 높아 학업성취가 높을 것이라는 구조관계모형을 수립하고 검증하였다. 그 결과 학생들이 교사를 신뢰할수록 학급의 풍토가 자율적이며 학생들의 자기존중감이 높아 학업성취가 높다는 가설이 지지되었다. 김중환(2001)은 고등학생들을 대상으로 하여 자기존중감이 높을수록 학습태도

와 교과에 대한 선호도가 좋아 학업성취가 높을 것이라는 모형을 수립하고 검증하였다. 그 결과 자기존중감은 학업성취에 직접적인 관계가 없으나 학습태도와 교과에 대한 선호를 매개하여 학업성취에 간접적인 관계를 가진다는 결과를 제시하였다.

한편, 김문혜와 강문희(1999)는 초등학교 3학년, 5학년, 중학교 1학년생을 대상으로 하여 자기존중감의 하위영역별 평가인 역량지각과 사회적 지지가 높을수록 자기존중감이 높아 목표지향과 동기행동이 향상되어 학업성취가 높다는 구조모형을 수립하고 이 모형이 자료에 적합한지를 검증하였다. 이 연구는 연구의 모형을 세 집단 각각에 대하여 분리 검증함으로써 연령의 변화에 따라 변인들 사이의 관계의 강도에서 차이가 있는지 발달적 변화를 살폈다는 점에서 앞서 제시한 선행연구들을 확장하였다. 초등학교 3학년의 경우 사회적 지지는 자기존중감을 유의하게 예측한 반면, 자기존중감은 후속변인인 학습목표, 수행목표, 학업성취를 유의하게 예측하지 못하였다. 초등학교 5학년의 경우 사회적 지지가 높을수록 자기존중감이 높고 학습목표가 높아져 학업성취가 향상된다는 결과를 제시하였다. 중학교 1학년의 경우 학업역량과 사회적 지지가 높을수록 자기존중감이 높고 학습목표와 동기행동이 높아져 학업성취가 향상된다는 결과를 제시하였다. 김선숙과 고미선(2007)은 한국청소년 패널자료를 이용하여 중학생의 학업성취 변화에 대한 잠재성장 모형을 적용하여 분석하였다는 점에서 김문혜와 강문희(1999)의 연구를 확장하였다. 그들은 학업성취의 변화에 영향을 미치는 개인관련 요인, 가족관련 요인, 학교관련 요인을 조사하였다. 그 결과 자기존중감, 사교육비, 부의 학력이 학업성취의 변화와 관계가 있다는 결과를 제시하였다.

앞서 제시한 연구들은(김선숙, 고미선, 2007; 김문혜, 강문희, 1999; 김주환, 김은주, 홍세희, 2006; 김종한, 2001; 이경화, 정혜영, 2006; 이숙정, 2006) 독립변인과 종속변인의 관계를 설명할 수 있는 매개변인을 조사함으로써 독립변인이 어떤 경로를 거쳐 학업성취에 이르게 되는지를 설명함으로써 선행연구들을 확장하였다. 비록 이 연구들이 변인들 사이의 인과적 방향을 설정하고(예, 자기존중감→학업성취) 경로모형, 구조방정식 모형 분석을 하였으나, 한 연구를(김선숙, 고미선, 2007) 제외한 다른 연구들은 종단자료가 아닌 동시점의 자료를 사용하였기 때문에 종단적 인과관계의 방향을 추론하는데 제한이 있다. Finkel(1995)은 인과적 방향을 추론하기 위해서는 패널자료를 이용하여 두 변인의 종단적 상호관계(reciprocal effect)를 살필 것을 권고하였다. 인과관계가 확립되기 위해서는 두 변인이 서로 공변하고(공변성), 시간적으로 앞선 변인에

서의 변동이 이후 시점의 변인에서의 변동에 관계를 보여야 하며(연쇄성), 두 변인의 공변이 제 삼의 변인에 의한 것이 아니어야 하며(비허위적 관계), 두 변인의 인과관계 설정에 대한 이론적지지(이론적 설명)를 필요로 한다(Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006). 선행연구들은 공변성, 비허위적 관계, 이론적 설명을 충족하고 있으나, 연쇄성에 대한 증거를 제시하지 못하고 있다. 이는 실험연구나 패널자료를 이용한 종단적 연구 설계를 이용하여 극복될 수 있다.

현재까지 학업성취의 관련변인들을 조사해온 연구들이 일관성 있게 검증해온 가설의 하나는 ‘자기존중감이 높을수록 학업성취가 높다’는 것이다. 이 가설에서 연구자들은 자기존중감이 높을수록 학업성취가 좋다는 일방향적인 관계(자기존중감→학업성취)를 시사하였다(김선숙, 고미선, 2007; 김문혜, 강문희, 1999; 김주환, 김은주, 홍세희, 2006; 김종한, 2001; 이경화, 정혜영, 2006; 이숙정, 2006; 이지연, 하정희, 전수현, 2006). 이런 가설화는 자기존중감이 높은 사람은 자기존중감이 낮은 사람보다 높은 포부를 설정하고, 실패하더라도 그 실패를 더 잘 견디며, 모르는 새로운 정보와 기술을 획득해야 하는 학습과정에서 무능감으로 인해 목적을 이룰 가망이 없다는 느낌을 더 적게 느끼고, 어려운 문제들에 도전할 수 있는 자신감을 유지할 수 있기 때문에 더 나은 성취와 결과를 얻을 수 있을 것이라는 논리에 기초한 것으로 볼 수 있다(Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003). 이 논리가 타당해보이나 앞서 제시한 연구결과들은 ‘자기존중감이 높을수록 학업성취가 높다’는 가설을 일관성 있게 지지하지 않았다.

학업성취 관련 변인들의 경로모형, 구조적 관계 모형을 검증한 선행연구의 결과들은 일관성이 없었고, 연구자들의 기대와 불일치하는 결과를 제시하였다. 예를 들어, 일부 연구들은 자기존중감이 학업성취를 예측하지 못하거나, 간접효과만 갖는다는 결과를 제시하였다(예, 김종한, 2001; 이경화, 정혜영, 2006). 반면, 다른 연구들은 자기존중감이 학업성취를 예측한다는 결과를 제시하였다(예, 김주환, 김은주, 홍세희, 2006; 이숙정, 2006; 이지연, 하정희, 전수현, 2006). 이 일관성 없는 결과들은 자기존중감이 학업성취를 예측할 수 있는 가에 대해 여전히 의문을 제기하며, 확실한 결론을 얻기 위해서는 더 많은 연구가 필요함을 제안한다. 게다가 선행연구들은 경로모형 분석, 구조방정식 모형분석을 하였으나 여전히 상관관계를 보여줄 뿐이다. 상관은 인과관계를 보여주지 않으므로 자기존중감이 학업성취에 영향을 주는지, 학업성취가 자기존중감에 영향을 주는지, 또는 각 변인이 서로에게 영향을 끼치는지에 대하여 결정을 내릴 수 있

는 정보를 제공하는데 한계가 있다(Schunk, 2004/2006). 앞서 제시한 국내의 연구들은 자기존중감과 학업성취의 관계에 대한 이런 세 가지 대안 중에 첫 번째 가설(자기존중감→학업성취)만을 검증하는데 그쳤다. 이는 부분적으로 자기존중감, 자기효능감 등이 학업행동을 하게 하는 동기가 된다는 이론적 설명에 의존했기 때문이다.

자기존중감은 자기 가치에 대한 지각된 의미를 뜻한다. 다시 말해 자기를 수용하고 존중하는지를 말하며 자아개념의 평가적 부분이다(Schunk, 2006). 자아개념의 또 다른 측면에는 자아 신념(self-confidence), 자아 개념의 안정성, 자기결정화 등이 있다. 자아 신념은 결과를 이루거나 목표를 성취하고 과제를 수행할 때 능숙하게 할 수 있다고 스스로 믿는 정도를 나타내는 자기효능감과 유사한 측면이다(Schunk, 2006). 자아개념의 여러 측면들 중에서 학업성취와 관련하여 가장 많은 주목을 받은 것은 자기존중감과 자기효능감이다.

자아개념과 학업성취의 관계에 대해 이성진(1993)은 다수의 선행연구자들이(김선숙, 고미선, 2007; 김주환, 김은주, 홍세희, 2006; 김종한, 2001; 이정화, 정혜영, 2006; 이숙정, 2006)가진 입장과 다른 관점을 제안하였다. 그는 자아개념과 학교 학습이 서로 연쇄적으로 영향을 주고받는다고 보았다. 그는 ‘특히 비교적 어린 학령기 학습자의 경우 연령에 따라 지적·정의적 특성은 상호관련 하여 변화’하고 ‘성공감·실패감이란 곧 지적 과제에서의 성패이며, 이것이...정의적 동기요인...에 영향을 미치며, 그것이 다시 지적 과제에서의 성취에 영향을 미친다’고 하였다. 이성진은 성공경험이 긍정적 자아개념에 영향을 줄 수 있고, 긍정적 자아개념이 다시 지적과제에 성공하는데 영향을 미칠 수 있다고 본 것이다. Schunk(2006)도 자아개념과 학습이 서로에게 영향을 미친다는 가정이 타당하다고 제안하였다.

외국에서는 이런 논의에 대하여 일찍부터 종단자료를 이용하여 자기존중감과 학업성취 사이의 종단적 관계를 검증하였다(e.g, Bachman & O'Malley, 1977; Bachman & O'Malley, 1986; Maruyama, Rubin, & Kingsbury, 1981; Rosenberg, Schooler, & Schoenbach, 1989; Skaalvik & Hagtvet, 1990). Rosenberg, Schooler와 Schoenbach(1989)는 자기존중감과 자기 보고한 성적 간에 유의한 관계가 있으나, 성적이 자기존중감으로 가는 경로의 계수는 .15인 반면, 자기존중감에서 성적으로 가는 경로는 .08에 그쳐 자기존중감이 성적에 영향을 미칠 것이라는 가설에 반하는 증거를 제시하였다. Skaalvik과 Hagtvet(1990)는 학문적 자아개념, 학업성적, 자기존중감의 관계를 살피고, 학교에서 우수한 것이 자신이 학업에서

뛰어나다고 생각하게끔 만들고 이것이 자기존중감을 증진시킨다고 결론을 내렸다. 최근에 Baumeister 등(2003, 2005)은 '자기존중감이 과연 더 나은 학업성취를 가져오는가?'라는 질문을 제기하고 선행 종단연구들을 종합하고 검토 한 후에 그 질문에 대한 답으로 '자기존중감을 증진시키는 노력이 학업성취를 촉진하...는데 거의 소용이 없'고(p. 84), 학업성취가 때때로 더 높은 자기존중감을 가져올 수 있다고 결론을 내린바 있다(Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003). 최근에 독일의 한 연구도(Trautwein, Ludtke, Koller, & Baumert, 2006) 자기존중감, 학업적 자아개념, 학업성취의 종단적 관계를 조사하고, 높은 자기존중감이 이후의 학업성취에 대한 강한 예측변인이 아니며, 자신들의 연구결과가 Baumeister 등의 결론을 지지한다고 하였다. Hong과 Ho(2004)는 미국의 교육 종단조사(National Longitudinal Educational Survey) 자료를 이용하여 부모의 학업관여와 아동의 학업성취의 관계에 대하여 자기존중감이 매개변인으로서의 역할을 하는지를 검증하였는데, 자기존중감이 학업성취의 초기치와 변화를 모두에서 매개효과를 보이지 않았다. 이들의 연구에서 더욱 흥미로운 것은 아시아계 미국인, 아프리카계 미국인, 히스패닉, 백인 네 집단 모두에서 동일한 결과를 보였다는 것이다.

그러나 최근에 Swann, Chang-Schneider와 McClarty(2007)는 자기존중감과 이를 향상시키기 위한 프로그램들의 실효성에 대하여 의문을 제기한 연구자들(e.g., Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003)의 주장에 도전하며 자기존중감과 학업성취 사이의 관계를 찾기 어려운 것에 대한 대안적 설명을 제시하였다. 그들은 태도와 행동 사이에 유의한 관계가 있을 것으로 기대됨에도 불구하고 둘 사이에 일관성 있는 유의한 관계를 보이지 못하자 1960년대 말에 태도 연구에 대한 신랄한 비판이 쏟아진 것이 계기가 되어 다수의 연구자들이 그 해결책을 찾았던 상황이 현재의 자기존중감과 결과변인 사이의 관계에 대한 상황과 유사하다는데 착안하여 중요한 교훈을 통찰하고 실질적인 증거들을 제시하였다. 그들이 얻은 통찰중의 하나는 예측변인과 준거변인이 개념적 구체성 수준에서 일치해야 한다는 것이다. 예를 들어, 학생이 달리기 행동을 얼마나 많이 하는지는 체육에 대한 태도보다 달리기에 대한 태도에 의해 더 잘 예측될 것이라는 주장이다. 이러한 주장은 계획적 행동이론에 의해 충분한 지지를 받았다(e.g., Ajzen, 1991)

태도 분야의 학문적 진전에서 얻은 교훈에 기초해 Swann, Chang-Schneider와 McClarty(2007)는 자기존중감을 일반적인 자기존중감(*general self-esteem*)과 구체적인 자기존중감(*specific self-esteem*)으로 구별할 것을 제안하였다. 그들은 일반적인 자기존중감은

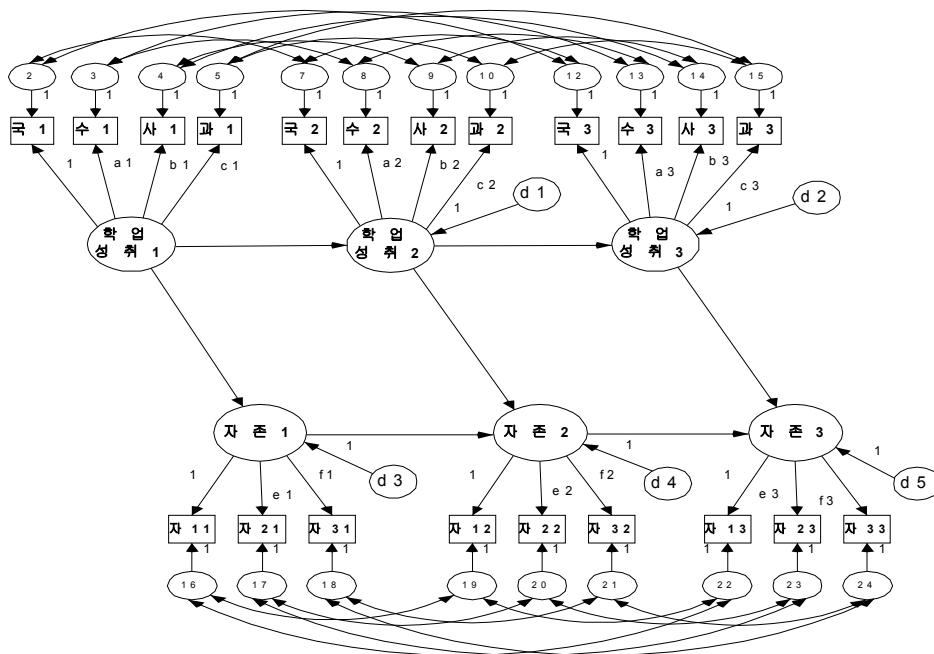
일반적인 결과변인(예, 학교적응)을 잘 예측할 것이고, 구체적인 자기존중감(예, 학문적 자기존중감, Berk, 2006/2008)을 구체적인 결과변인(예, 학업성취)을 잘 예측할 것이라고 제안하며 이를 ‘구체성 연결원리’로 개념화 하고 자신들의 주장을 지지하는 다수의 증거들을 제시하였다. Hong과 Ho(2004)도 자신들의 연구에서 자기존중감이 부모의 관여와 학업성취의 관계에 대하여 매개변인으로서 유의할 역할을 하지 못한다는 결과를 보인 것에 대하여 미국 교육중단연구에서 측정한 자기존중감이 영역-구체적이기보다 일반적인 수준에서 측정된 일반적 자기존중감이었기 때문이라고 해석하였다.

요약하면, 학업성취 관련변인들에 대한 복잡한 모형을 검증한 현재까지의 국내 연구들은(김선숙, 고미선, 2007; 김주환, 김은주, 홍세희, 2006; 김종한, 2001; 이경화, 정혜영, 2006; 이숙정, 2006) 몇 가지 측면에서 제한을 보인다. 첫째, 자기존중감이 높을수록 학업성취가 높을 것이라는 가설만을 다루었다. 반면, 학업에서의 성공경험을 통해서 즉, 학업성취가 좋을수록 자기를 가치있는 사람으로 평가할 수 있고, 학업성취와 자기존중감이 상호연쇄적으로 영향을 미칠 수 있다는 대안 가설들을 검증하지 않았다. 둘째, 경로모형이나 구조방정식 모형 분석을 사용하여 자기존중감과 학업성취의 인과적 방향을 추론하려는 목적을 갖고 있었음에도 불구하고 종단자료가 아닌 동시점의 자료만 사용하였다. 셋째, 자기존중감과 학업성취의 관계가 일관적이지 못하였으나 이러한 괴리에 대한 규명을 위하여 구체성 일치원리를 적용하여 검증하지 않았다. 이런 제한은 자기존중감과 학업성취의 관계를 확인하기 위해서 더 많은 연구가 필요하다는 것을 제안한다. 그리고 자기존중감과 학업성취의 인과적 방향을 정확하게 추론하기 위해서는 종단자료를 사용하여 종단관계를 살필 필요성을 제안한다. 따라서 이 연구는 선행연구들의 한계를 극복하기 위하여 초등학생을 대상으로 한 한국청소년패널 자료 중 1차(2004), 2차(2005), 3차(2006) 시점의 자료를 이용하여 자기존중감과 학업성취 간의 종단적 관계를 살폈다. 그러나 한국청소년패널 자료에 영역-구체적인 자기존중감(예, 학습유능감, Berk; 2006/2008)이 포함되지 않아 영역-구체적 자기존중감이 학업성취와 어떤 관계를 보이는지에 대해서는 검증할 수 없었다.

2. 연구의 가설 모형

앞서 선행이론과 선행연구들을 검토한 결과는 자기존중감과 학업성취 사이의 관계

에 대해 적어도 세 가지 구조관계를 수립하는 것이 가능하다는 것을 제안한다. 첫째, 자기존중감이 학업성취에 종단적 효과를 가질 것이다(경쟁모형 1). 둘째, 학업성취가 자기존중감에 종단적 효과를 가질 것이다(연구모형). 셋째, 자기존중감과 학업성취는 종단적 상호 효과를 가질 것이다(경쟁모형 2). 학업성취가 자기존중감에 종단적 효과를 가질 것이라는 모형을 연구모형으로 채택한 이유는 자기존중감이 학업성취를 유의하게 예측하는 정도가 다수의 연구들에서 유의하지 않거나 일관적이지 않았고, 자기존중감이 학업성취를 간접적으로만 예측하였고, 외국의 종단연구에서 자기존중감이 학업성취를 예측하기보다 학업성취가 자기존중감을 예측하는 것으로 나타났기 때문이다. 게다가 한국청소년 패널자료에 포함된 자기존중감은 일반적 자기존중감이어서 Swann, Chang-Schneider와 McClarty(2007)의 독립변인과 종속변인의 구체성 일치원리에 의하면 관계를 보이기 어려울 것으로 기대되기 때문이다.



[그림 1] 연구모형. 경로의 문자(예, a1, b1, c1)는 동일화 제약을 가하기 위하여 표기한 것임. 경쟁모형 1은 학업성취→자기존중감의 경로를 삭제하고, 자기존중감→학업성취의 경로를 삽입한 것임. 경쟁모형 2는 학업성취→자기존중감, 자기존중감→학업성취의 경로 모두를 삽입한 것임.

이 연구의 모형은 그림 1과 같다. 경쟁모형 1은 그림 1에서 자기존중감에서 학업성취에 이르는 경로를 삽입하고 학업성취에서 자기존중감에 이르는 경로를 삭제한 모형이다. 경쟁모형 2는 그림1에서 자기존중감에서 학업성취에 이르는 경로를 삽입한 모형이다. 학업성취와 자기존중감은 한국 청소년 패널 자료에서 동일 시점에서 수집되었으나 학업성취는 이전학기의 학업성취를 조사한 것이었다. 따라서 동일시점의 학업성취가 자기존중감에 선행하도록 모형화 하였다.¹⁾

III. 방 법

1. 대상

이 연구는 한국 청소년 정책연구원에서 2004년 초등학교 4학년 학생들 2844명을 대상으로 2006년 초등학교 6학년까지 매년 추적 조사를 실시한 초등패널조사(KYPS) 1, 2, 3차년도 자료를 이용하였다. 1차년도 참가자는 2844명(100%), 2차년도 참가자는 2707명(95.2%), 3차년도에는 2672명(94%) 이었다.

1) 한국청소년 패널의 조사시점은 매년 11월이다. 학업성취에 대한 질문은 “5. 학생의 지난 학기 (2004년 1학기) 성적은 반에서 어느 정도였습니까?”로 지난 학기 즉, 1학기의 성적을 묻고 있다. 자기존중감은 “19. 다음은 여러분이 여러분 스스로를 어떻게 생각하는지를 물어보는 질문입니다. 왼쪽의 문항을 읽고, 각 문항마다 오른쪽에서 자신의 생각에 해당되는 응답을 하나만 골라 ○표 하시오.”로 현재의 시점에서의 생각을 묻고 있다. 따라서 동일한 시점에서 자료가 수집되었다 하더라도 성적은 시간적으로 앞선 변인으로 볼 수 있다. 그러나 익명의 심사위원 중 한 분이 이러한 설정에 동의하지 않고 두 변인 모두 동일시점으로 처리하여 모형을 검증할 것을 제안하였다. 이러한 견해에 동의하는 독자들도 있을 것으로 기대할 수 있으므로 1차년도 2차년도 3차년도 모두에서 자기존중감과 학업성취를 동일시점의 변인으로 처리한 구조모형의 결과를 부록에 제시하였다. 효과의 크기에서 차이는 있어도 학업성취가 자기존중감을 예측한다는 이 연구의 결과와 다른 결과를 보이지 않았다.

2. 도구

1) 자기존중감

자기존중감은 자기 가치에 대한 지각된 감각으로 자신을 수용하고 존중하는 것을 의미하며, 자기 지각의 평가적 요소이다(Marsh & O'Mara, 2008; Schunk, 2004/2006). 본 연구는 한국청소년 패널조사(KYPS)의 초등패널의 1차년도, 2차년도, 3차년도 자료에 포함된 3개 문항 - '나는 나 자신이 좋은 성품을 가진 사람이라고 생각한다', '나는 나 자신이 능력이 있는 사람이라고 생각한다', '나는 나 자신이 가치 있는 사람이라고 생각한다' - 을 자기존중감의 측정변수로 구성하였다. 김주환, 김은주, 홍세희(2006)도 이 세 문항을 이용하여 자기존중감의 측정변수로 구성한바 있다. 그러나 한국 청소년 패널에서 사용된 자기존중감 관련 문항은 모두 6개이다. 부정문항 3개를 역산한 뒤 6개 문항 모두를 사용하여 확인적 요인분석을 실시한 결과 역산한 부정문항 3개는 1차년도, 2차년도, 3차년도 모두에서 .3에 미치지 못하는 요인계수를 보여 문항이 부적절한 것으로 판단하고 제외하였다. 확인적 요인분석의 결과는 부록 a에 제시하였다. 부정문항들의 요인계수가 .3을 넘지 못하는데 여러 가지 이유가 있을 것으로 생각되며, 이에 대한 논의는 또 하나의 연구의 수준에서 이루어질 일이라고 판단된다. 본 연구에서 구해진 자기존중감의 1차년도, 2차년도, 3차년도 각각의 내적합치도는 .82, .83, .83이었다.

2) 학업성취

학업성취는 한국청소년 패널조사(KYPS)의 초등패널의 1차년도, 2차년도, 3차년도 자료에 포함된 국어, 수학, 사회, 과학 과목의 성적을 설문한 문항들을 활용하여 학업성취의 측정변수로 구성하였다. 이 문항들은 학생 자신이 지각한 학업성취의 정도를 '매우 잘하는 수준(5)'에서 '매우 못하는 수준(1)'에 이르기까지 나타내도록 하는 리커트식 척도로 구성되어 있다. 초등학교의 경우 학생들의 학업성취의 정도를 알아보기 위하여 학교 자체의 기말고사를 실시하나 이를 객관적으로 점수화 하여 기록하지 않는다. 따라서 한국 청소년 패널의 초등패널 자료는 참가자들의 객관적 학업성취 점수

를 포함하지 않고 있다. 따라서 본 연구는 학업성취를 객관적인 시험점수를 사용하지 못하고, 학생들이 지각한 반응만을 사용하였다. 김주환, 김은주, 홍세희(2006)도 중학생들을 대상으로 하여 이 문항들을 이용하여 학업성취의 측정변수로 구성한바 있다. 이런 자기보고 자료가 갖는 타당성의 문제를 보완하기 위하여 이숙정(2006)은 학기말 고사와 학생들이 평정한 학업성취 수준 간의 상관분석을 실시하였는데, 둘 사이의 상관은 .74로 높게 나타나, 이숙정은 지각된 학업성취도가 비교적 신뢰로운 반응으로 추정할 수 있다고 하였다. 본 연구에서 구해진 1차년도, 2차년도, 3차년도 학업성취의 내적합치도는 각각 .70, .75, .77이었다.

3. 통계분석

초등학생의 자기존중감과 학업성취 간의 종단관계를 알아보기 위해서 자기회귀 교차지연 모형(autoregressive cross-lagged modeling)을 검증하였다. 자기회귀 교차지연 모형의 검증의 장점은 횡단 자료를 이용하여 선행 이론에 기초해 변인들 사이의 인과 방향을 결정하고 그 관계를 추정하고 해석하는 선행 횡단연구들의 한계를 극복할 수 있다는 것이다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007). 구조방정식 모형 분석 프로그램은 AMOS 7을 이용했다.

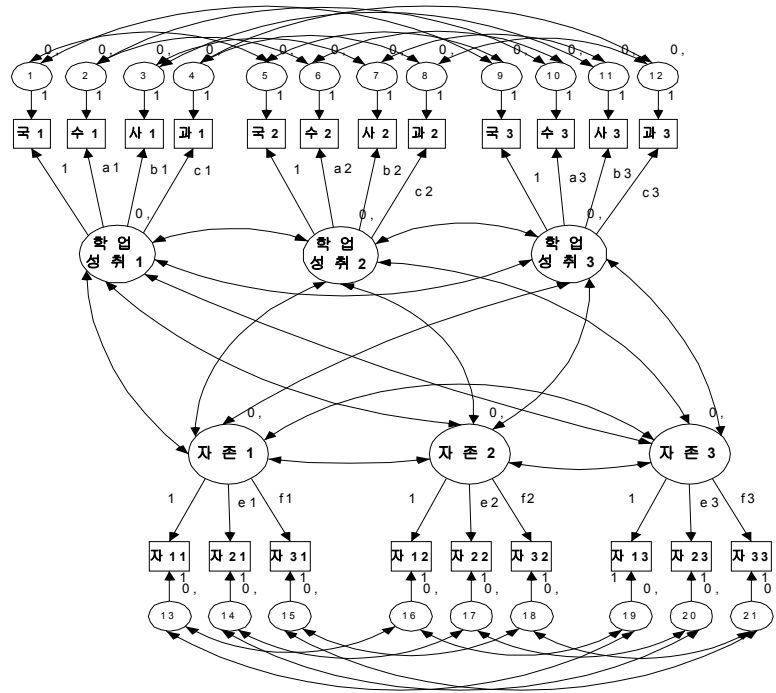
결측치를 처리하기 위해서 전통적으로 목록별 제거(listwise), 대응별 제거(pairwise)가 많이 사용되어 왔다. 그러나 Amos에서는 full information maximum likelihood(FIML) 추정방법을 사용함으로써 결측치가 있는 자료라도 앞의 두 방식보다 더 정확하게 미지수를 추정할 수 있어 FIML 방식으로 분석을 하였다. 그러나 FIML은 결측치를 대체(imputation)하는 방식이 아니며, 결측치의 대체없이 불완전한 자료를 분석한다. FIML은 불완전한 자료를 분석하기 위해 구조방정식 모형을 사용할 경우 권장되는 방법이다(홍세희, 유숙경, 2004; Arbuckle, 1999; Hong & Ho, 2005).

종단연구에서 잠재변수를 반복변수로 설정하게 되면 해당 변수의 개념이 시간의 경과에도 불구하고 동일한 구인을 측정한다는 종단적 구인 동일성이 확보되어야 한다(Taris, 2002). 구인 동일성은 형태 동일성(각각의 측정 시점에서 측정변수와 구인의 관계 방식이 동일한 것), 약한 구인 동일성(요인계수의 동일성 혹은 측정동일성), 강

한 구인 동일성(절편의 동일성), 엄격한 구인 동일성(잔차 동일성)의 순으로 점진적으로 검증되며 후자로 올수록 엄격한 검증이다. 변인들 간의 구조적 관계 모형을 검증하기 위한 전제 조건으로는 약한 구인 동일성이 검증되면 된다(Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006; Little, Preacher, Selig, & Card, 2007). 종단적 측정 동일성이 검증될 때 응답자들이 시간의 경과에도 불구하고 측정변수의 내용에 대한 해석을 동일하게 하고 있음을 보여주게 된다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007). 이 연구의 측정모형은 그림 2와 같다.

그림 2에서 잠재변인에 표기된 1, 2, 3은 각각 1차년도, 2차년도, 3차년도의 시점을 나타낸다. 각 측정변인들의 잠재변인에 대한 요인계수를 나타내기 위해 표기된 기호들은 동일화 제약을 가하기 위해 사용되었다. 예를 들어 a_1 , a_2 , a_3 는 동일한 측정변인(예, 수학에 대한 성취)이 1차년도, 2차년도, 3차년도의 잠재변인으로 설정된 각각의 학업성취에 대해 갖는 요인계수가 시간이 경과해도 동일하다는 것(stationarity)을 검증하기 위해 사용된 것이다(Pitts, West, & Tein, 1996).

반복측정을 하는 종단연구의 경우에 오차항 간의 공변량을 허용하는 것이 일반적이므로 이를 허용하였다(Bollen, 1989; Jöreskog, 2002; Pitts, West, & Tein, 1996). 일반적으로 횡단적 자료를 이용하여 구조방정식 모형을 검증할 경우 오차항 사이에 공변량을 허용하지 않는다. 그러나 동일한 측정변수를 여러 시점에서 반복적으로 사용하는 종단자료를 이용하는 경우 오차항 사이에 공변량을 허용하는 것이 가능하다. 왜냐하면, 한 측정변인(예, 1차년도의 국어 성취)의 측정오차 중 일부는 단순 무선오차이지만, 나머지 일부는 동일 잠재변인의 측정지표로 구성된 다른 측정변인들(예, 1차년도의 수학 성취)과 공유되지 않는 체계적인 변량을 갖고 있을 수 있기 때문이다(Jöreskog, 2002, 31쪽 참조). 만약 이런 공변량 관계를 모형에 제시하지 않을 경우 안정성 계수의 크기가 증가하고, 모형의 적합도 지수가 감소하는 문제가 발생할 수 있다(Pitts, West, & Tein, 1996). 측정 동일성이 검증되기 위해서는 그림 1에 제시한 모형에 아무런 동일화 제약을 가하지 않은 기저모형(측정모형 1)에 비하여, 각 시점의 잠재변인에서 측정변인으로 이르는 동일한 경로에 동일화 제약을 가한 모형(a_1 , a_2 , a_3 간에 동일화 제약을 가하고, b_1 , b_2 , b_3 간에, c_1 , c_2 , c_3 간에, e_1 , e_2 , e_3 간에, f_1 , f_2 , f_3 간에 동일화 제약을 가한 모형)(측정모형 2)의 적합도 지수가 기저모형에 비해 의미 있을 정도로 나빠지지 않으면 된다.



[그림 2] 측정모형

모형의 적합도 평가는 홍세희(2001)와 Hair 등(2006)이 제안한 기준을 고려하여 해석하였다. 홍세희는 TLI(.90 이상), CFI(.90 이상)를 좋은 적합도 기준으로 제안하였다. Hair 등 (2006)은 사례수와 측정변인의 수 모두를 고려한 적합도 기준을 제안하였다. 그들은 사례수가 250이상이고, 측정변인의 수가 12개에서 30개 사이일 때 TLI(.92 이상), CFI(.92 이상), RMSEA(CFI가 .92를 넘으면서 .07 또는 그 미만)을 적합한 기준으로 제안하였다.

IV. 결 과

1. 변인들의 단순상관

표 1에 1차, 2차, 3차년도에 각각 측정된 자기존중감과 학업성적 사이의 단순 상관 계수, 평균, 표준편차를 제시하였다. 그 결과를 보면, 첫째, 동시점에서 측정된 자기존중감과 학업성적 사이에 유의한 상관이 있다. 둘째, 이전시점에서 측정된 자기존중감과 이후 시점에서 측정된 학업성적 사이에 유의한 상관이 있으며, 셋째 이전시점에서 측정된 학업성적과 이후시점에서 측정된 자기존중감 사이에 유의한 상관이 있다. 이 결과는 자기존중감과 학업성적 사이에 동시점에서 상관이 있을 뿐만 아니라 종단적 관계에서도 서로 상관이 있음을 보여준다.

<표 1> 학업성적, 자기존중감의 상관, 평균 및 표준편차

	학업성취1	학업성취2	학업성취3	자기존중감1	자기존중감2	자기존중감3
학업성취1						
학업성취2	0.60***					
학업성취3	0.50***	0.58***				
자기존중감1	0.38***	0.27***	0.24***			
자기존중감2	0.22***	0.34***	0.23***	0.33***		
자기존중감3	0.24***	0.25***	0.34***	0.30***	0.36***	
평균	13.67	13.98	13.77	9.51	9.50	9.50
표준편차	2.57	2.77	2.67	2.42	2.43	2.40

*** $p < .001$

주. 이 결과는 각 시점 모두에서 응답한 참가자들에 한하여 pairwise 방식으로 구한 것임

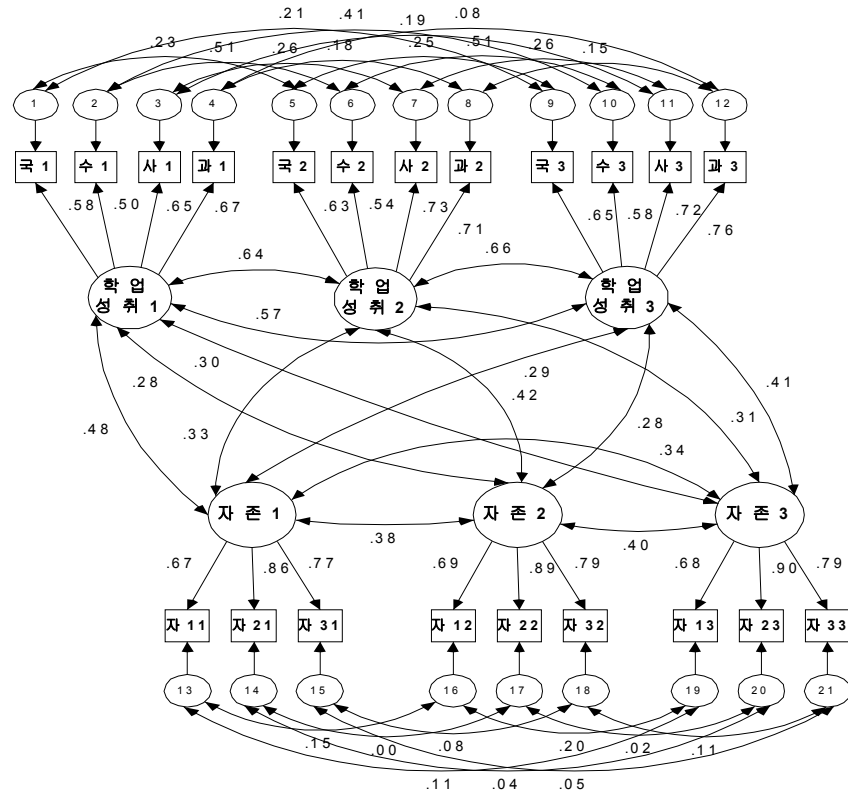
2. 측정모형

자기존중감과 학업성취 변인이 종단적 측정 동일성을 갖는지를 알아보기 위하여 확인적 요인분석을 하였다. 표 2에 제시한 결과는 자기존중감과 학업성취가 각각 완전 측정 동일성을 갖는다는 것을 보여주었다. 먼저 기저모형(측정모형1)의 적합도 지수를 보면 $\chi^2(153, N = 2844) = 468.99, p < .001, TLI = .98, CFI = .99, RMSEA = .027$ (90% 신뢰구간 [CI] = .024, .030)로 홍세희(2001)와 Hair 등(2006)이 제시한 기준을 충족하였다. 둘째, 측정 동일성 모형(측정모형2)의 적합도 지수를 보면 $\chi^2(163, N = 2844) = 479.80, p < .001, TLI = .98, CFI = .99, RMSEA = .026$ (90% 신뢰구간 [CI] = .023, .029)로 홍세희(2001)와 Hair 등(2006)이 제시한 기준을 충족하였다. 측정 동일성 성립 여부를 결정하기 위하여 위계적 관계에 있는 측정 동일성 모형과 기저 모형의 χ^2 값의 차이가 유의한지를 검증하였다. χ^2 값의 차이검증을 한 결과 $\chi^2_{\text{difference}}(10, N = 2844) = 10.81, p > .05$ 로 유의하지 않았다. χ^2 차이 검증도 χ^2 검증과 마찬가지로 표본 크기의 영향을 많이 받는다는 문제가 있어(박광배, 2004; 홍세희, 황매향, 이은설, 2005), TLI, CFI, RMSEA를 살폈다. TLI와 CFI는 동일하고, 측정모형 2에서 RMSEA는 근소하게 좋아졌기 때문에 완전 측정동일성이 성립된 것으로 간주하였다.

<표 2> 청소년의 부모에 대한 관계성 측정모형의 적합도 지수 비교

적합지수	χ^2	df	모형비교	$\Delta \chi^2(df)$	TLI	CFI	RMSEA
측정모형1	468.99	153			.98	.99	.027
측정모형2	479.80	163	1 대 2	10.81(10)	.98	.99	.026

주. 측정모형1: 동일화 제약을 가하지 않은 기저모형. 측정모형2: 잠재변인에서 측정 변인으로 이르는 동일한 경로에 동일화 제약을 가한 모형.



[그림 3] 측정모형. 자존 1, 2, 3 = 자기존중감; 학업성취1, 학업성취2, 학업성취3 = 학업성취. 측정변인의 잠재변인에 대한 경로계수가 1로 고정된 변인: 국1, 국2, 국3, 자11, 자12, 자13. 17 $\longleftrightarrow$ 20, 14 $\longleftrightarrow$ 20, 15 $\longleftrightarrow$ 21, 14 $\longleftrightarrow$ 17 : $p > .05$, 4 $\longleftrightarrow$ 12, 15 $\longleftrightarrow$ 18 : $p < .01$, 15 $\longleftrightarrow$ 21, $p < .05$, 측정변인의 잠재변인에 대한 경로계수가 1로 고정된 변인을 제외한 모든 다른 경로: $p < .001$.

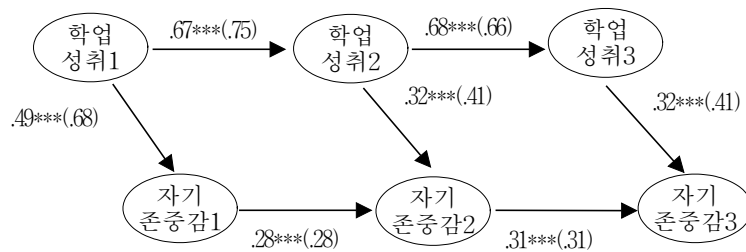
3. 구조모형

구조모형은 Amos 7.0을 이용하여 최대우도추정 방법으로 검증되었다. 구조모형 검증 결과를 표 3에 제시하였다. 먼저, 연구모형을 검증한 결과를 보면, $\chi^2(171, N = 2844) = 622.52, p < .001, TLI = .97, CFI = .98, RMSEA = .030(90\% \text{ 신뢰구간 } [CI] = .028, .033)$ 였다. 이는 모형이 자료에 적합하다는 결과이다. 연구모형의 경로의 추정치는 그림 4에 제시하였다.

<표 3> 구조모형 검증 결과 비교

모형	χ^2	df	모형비교	$\Delta \chi^2(df)$	TLI	CFI	RMSEA
1. 경쟁모형 1	1452.99	172	1 대 2	832.29	.92	.94	.051
2. 경쟁모형 2	620.70	169			.97	.98	.031
3. 연구모형	622.52	171	3 대 2	1.82	.97	.98	.030

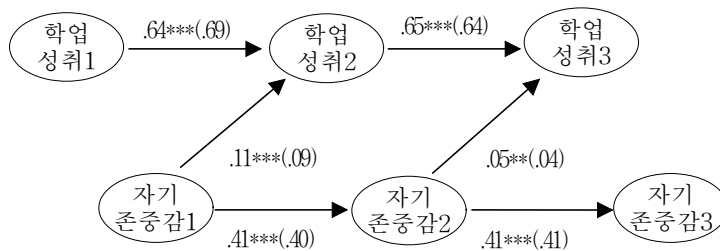
주. N = 2844. ** p < .01. *** p < .001.



[그림 4] 연구모형

주. ***p < .001. () 속: 비표준화 회귀계수. () 밖: 표준화 회귀 계수.

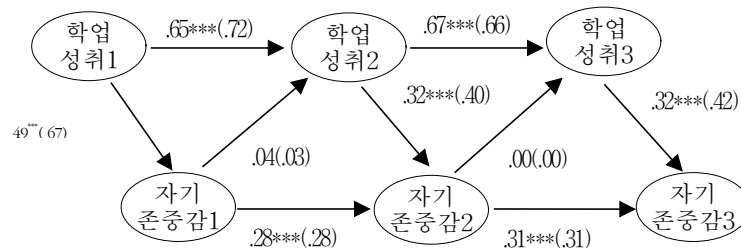
경쟁모형 1을 검증한 결과, χ^2 (172, N = 2844) = 1452.99, $p < .001$, TLI = .92, CFI = .94, RMSEA = .051(90% 신뢰구간 [CI] = .049, .054)였다. 이는 모형이 자료에 적합하다는 결과이다. 연구모형의 경로의 추정치는 그림 5에 제시하였다.



[그림 5] 경쟁모형 1

주. ***p < .001, **p < .01. () 속: 비표준화 회귀계수. () 밖: 표준화 회귀 계수.

경쟁모형 2를 검증한 결과, χ^2 (169, $N = 2844$) = 620.70, $p < .001$, TLI = .97, CFI = .98, RMSEA = .031(90% 신뢰구간 [CI] = .028, .033)였다. 이는 모형이 자료에 적합하다는 결과이다. 연구모형의 경로의 추정치는 그림 5에 제시하였다.



[그림 6] 경쟁모형 2

주. *** $p < .001$. () 속: 비표준화 회귀계수. () 밖: 표준화 회귀 계수.

연구모형은 경쟁모형 2에 내재되므로 $\chi^2_{\text{difference}}$ 검증을 하였다. 그 결과 $\chi^2_{\text{difference}}$ (2, $N = 2844$) = 1.82, $p > .05$ 로 유의하지 않아 연구모형이 간명하면서 자료에 더 적합하다는 것을 나타내었고, 이는 자기 존중감에서 학업성취로 가는 경로계수가 영과 다르지 않다는 것을 의미한다. 연구모형과 경쟁모형1은 내재하는 관계가 아니므로 $\chi^2_{\text{difference}}$ 검증을 할 수는 없으나, 적합도를 살펴보면 연구모형의 χ^2 이 상당히 더 적고, TLI, CFI, RMSEA 모두에서 연구모형이 더 나아 연구모형이 자료에 더 적합하다는 것을 알 수 있다. 결국, 연구모형이 자료에 제일 적합한 것으로 볼 수 있다.

최종모형으로 선택된 연구모형에 제시한 경로의 추정치를 보면, 이전 시점의 학업성취에서 다음 시점의 자기존중감에 대한 경로계수는 각각 유의하였고($\beta = .49$, $p < .001$; $\beta = .32$, $p < .001$; $\beta = .32$, $p < .001$), 이전 시점의 자기존중감에서 학업성취에 대한 경로계수는 영과 다르지 않았다. 또한 이전 시점의 학업성취에서 다음 시점의 학업성취에 대한 경로계수도 각각 유의하였고, ($\beta = .67$, $p < .001$; $\beta = .68$, $p < .001$), 이전 시점의 자기존중감에서 다음 시점의 자기존중감에 대한 경로계수도 각각 유의하였다($\beta = .28$, $p < .001$; $\beta = .31$, $p < .001$).

V. 논 의

이 연구는 초등학교생들을 대상으로 하여, 자기회귀 교차지연 모형 분석을 적용하여 자기존중감과 학업성취 사이의 종단적 상호관계를 알아보았다. 선행이론과 연구에 기초하여 구조모형을 수립하였고, 구조모형을 검증하기 전에 자기존중감과 학업성취가 측정변인들에 의하여 타당하게 측정되는지를 확인하기 위하여 측정모형을 검증하였다 (Anderson & Gerbing, 1984). 측정모형 검증 결과는 자기존중감과 학업성취가 측정변인들에 의하여 타당하게 측정되고 있음을 보여주었다. 종단적 구조모형은 선행이론과 연구결과들에 기초하여 세 가지 대안 모형을 제안하였다. 첫째, 경쟁모형 1은 이전 시점의 자기존중감이 높을수록 다음 시점의 학업성취가 높으며, 이전 시점의 학업성취는 자기존중감과 관계가 없을 것으로 가설화하였다. 둘째, 연구모형은 이전 시점의 학업성취가 높을수록 다음 시점의 자기존중감이 높고, 이전 시점의 자기존중감은 다음 시점의 학업성취와 관계가 없을 것으로 가설화 하였다. 셋째, 경쟁모형 2는 이전 시점의 자기존중감이 높을수록 다음 시점의 학업성취가 높고, 이전 시점의 학업성취가 높을수록 다음 시점의 자기존중감이 또한 높을 것으로 가설화 하였다. 구조모형 검증결과 연구모형이 자료에 가장 적합한 것으로 나타나 최종 모형으로 채택 되었다.

연구모형의 검증 결과는 구체적으로 다음과 같다. 첫째, 이전 시점의 학업성취가 다음 시점의 자기존중감에 대하여 유의한 효과를 가졌다. 둘째, 이전 시점의 자기존중감은 다음 시점의 학업성취에 대하여 유의한 효과를 갖지 못하였다. 셋째, 이전 시점의 자기존중감은 다음 시점의 자기존중감에 대하여 유의한 효과를 가졌다. 넷째, 이전 시점의 학업성취는 다음 시점의 학업성취에 대하여 유의한 효과를 가졌다. 결국 이 결과들은 자기존중감이 학업성취에 대하여 종단적으로 유의한 효과를 보일 가능성은 거의 없으며, 오히려 학업성취가 자기존중감을 부분적으로 향상시킬 수 있는 원인일 수 있다는 선행연구들의 결과를 지지한다(e.g., Baumeister et al., 2003; Trautwein et al., 2006). 그러나 본 연구에 포함된 자기존중감과 선행연구들에서 사용된 자기존중감의 개념이 영역-구체적이기보다 일반적인 자기존중감(*general self-esteem*)이므로 자기존중감이 학업성취에 대하여 종단적으로 유의한 효과를 보일 가능성이 낮다는 것은 일반적인 자기존중감에 국한적이다.

이 연구의 결과를 기초로 한 이 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 이 연구는 초등학교학생들을 대상으로 하여 자기존중감과 학업성취 사이의 종단적 관계를 살핌으로써 동시점의 자료로 구조방정식 모형 분석을 하고 자기존중감과 학업성취의 인과적 방향을 추론하고자 하였던 국내 선행연구들의 한계를 극복하였다. 둘째, 이 연구는 선행연구와 이론에 기초하여 자기존중감과 학업성취 사이의 관계에 대한 세 가지 가능한 대안 모형을 설정하고 모형비교를 통하여 학업성취가 자기존중감의 원인 변수일 수 있다는 가능성을 보여줌으로써, 일방향적 관계만을 설정하였던 선행연구들의 제한을 극복하였다.

이 연구의 결과에 기초한 교육장면에서의 시사점은 다음과 같다. 이전 시점의 자기존중감이 이후 시점의 학업성취에 대한 유의한 효과를 갖지 못하고, 그 역이 성립한다는 결과는 일반적 자기존중감이 향상되더라도 학업성취가 향상될 것이라고 기대하기 어렵다는 것을 의미한다. Baumeister 등(2003)도 자기존중감과 학업성취 사이의 동시점의 관계 및 종단적 관계를 살핀 연구들을 종합 검토하고 동일한 결론을 내렸다. Baumeister 등(2003)은 자신들의 분석 결과에 토대하여 ‘학생들의 자기존중감을 향상시키는 노력들은 학업성취의 향상을 가져올 것으로 기대되지 않으며 때때로 역효과가 날 수도 있다’ (p. 1)라고 하였다. 예를 들어, 자기존중감이 학업성취의 획득과 같은 현실에 기반을 두지 않고, 단순히 자기존중감 향상을 위한 프로그램에 참여함으로써 자신이 쓸모 있고, 가치 있다고 느끼거나, 현실적 근거 없이 부모, 교사, 주변인으로부터 자기존중감을 느낄 수 있는 피드백을 받을 경우 자신이 노력해야 하는 이유를 찾지 못할 수도 있다(Baumeister et al, 2003). 따라서 적어도 초등학교학생을 대상으로 한 본 연구의 결과는 부모, 교사들이 현실적 근거없이 아동의 일반적 자기존중감을 향상시킬 수 있는 피드백을 통해서 학업성취를 향상시키려고 노력하기보다, 아동의 학습에 적절히 관여하고 조력하여 학업성취를 향상시키는 것이 아동이 자신을 좋게 평가하도록 하는데 도움이 된다는 것을 제안한다. 그리고 Marsh와 Craven(2007), Marsh와 O'Mara(2008)은 자기존중감은 자아개념의 일반적 요소로 간주하는데 이는 또 다른 시사점을 도출한다. Marsh와 동료들은 다차원적 위계적 자아개념 구조에서 최상위에 위치하는 일반적 자아개념이 곧 일반적 자기존중감과 동일하다고 하였다. 그들은 이 둘의 상관이 .95에 이른다는 사실이 이런 주장을 뒷받침한다고 제안하였다. Marsh와 동료들의 자아개념과 자기존중감의 관계에 대한 이와 같은 관점과 학업

성취와 학업적 자아개념이 상호 종단적 효과를 갖는다는 것을 보여준 그들의 연구결과는 부모나 교사가 아동이 수행한 학업성취에 적절한 피드백을 통해 아동이 긍정적 학업적 자아개념을 갖도록 돕는 것과 더불어 학업에서 성공을 경험할 수 있도록 노력하는 것이 중요하다는 것을 제안한다.

선행연구들과 일치하는 본 연구의 결과에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 제한을 갖는다. 첫째, 본 연구와 Baumeister 등(2003)의 연구 모두에서 측정된 자기존중감은 학업성취에 관련된 구체적인(specific) 자기존중감(예, 학업적 자아개념)이 아닌 일반적인(general) 자기존중감(Swann, Chang-Schneider, & McClarty, 2007)에 대한 측정치만을 사용했다는 점에서 자기존중감 자체가 학업성취에 전혀 관계없다고 주장하는 것은 무리가 따른다. Swann, Chang-Schneider와 McClarty(2007)는 상대적으로 구체적인 영역의 성취를 예측하기 위해서는 자기존중감과 같은 일반적인 예측변인보다 구체적인 자아개념을 사용하여야 한다는 '구체성 연결 원리(specificity matching principle)'를 주장하였다. 즉 학업성취를 잘 예측하기 위해서는 학문적 자아개념을 예측변인으로서 사용하여야 한다는 주장이다. Swann, Chang-Schneider와 McClarty(2007)은 Baumeister 등(2003)의 연구가 학업성취라는 구체적인 결과를 예측하기 위해서 일반적인 자기존중감의 측정치에 주목함으로써 '구체성 연결 원리'를 침해하였다고 주장하였다. 이 관점에서 볼 때 본 연구 또한 '구체성 연결 원리'를 침해한 것이다. 그러나 이것은 한국청소년 패널 자료에 학업적 자아개념의 문항이 포함되지 않았기 때문이다. 따라서 본 연구의 결과를 해석할 때 일반적 자기존중감만이 이후의 학업성취를 예측하지 못한다는 데 국한하여 결과를 해석하여야 한다. Marsh와 O'Mara(2008)는 학업적 자아개념과 학업성취간의 상호연쇄적 효과를 지지하는 결과를 제시하였는데, 이 결과는 '구체성 연결 원리'를 지지하는 것이다. 따라서 추후 연구는 한국에서도 학업적 자아개념과 학업성취가 상호연쇄적 효과를 갖는지에 대한 연구를 할 필요가 있다. 둘째, 한국청소년 패널자료에서 학업성취는 학생의 성적을 직접 관찰한 측정치가 아니라 학생이 자기의 성적을 지각한 정도를 나타낸 자료이다. 이 자료가 학업성취를 정확하게 반영하는 것이 아닐 수 있으므로, 추후 연구에서는 초등학교생들의 학업성취에 관한 1차 자료를 이용하여 본 연구의 결과와 동일한 결과를 얻을 수 있는지를 알아볼 필요가 있다. 셋째, 아동들은 취학전부터 자기에 대한 가치를 평가하고 자기존중감을 형성하기 시작한다(Kostelnik, Whiren, Soderman, Stein, & Gregory, 2002/2005). 이 점을 고려하면 자기존중감이 학

업성취에 대하여 종단적으로 유의한 효과를 보일 가능성은 거의 없으며, 오히려 학업 성취가 자기존중감을 부분적으로 향상시킬 수 있는 원인일 수 있다는 이 연구의 결론은 초등학교 4, 5, 6학년의 경우에 한하여 조심스럽게 해석되어야 하다. 추후연구들은 다른 발달 단계에 있는 아동, 청소년들을 대상으로 하여 동일한 결과를 얻을 수 있는지를 살필 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김선숙, 고민선(2007). 청소년의 학업성취 변화에 영향을 주는 요인: 잠재성장모형을 적용하여. *한국청소년연구*, 제18권 제3호, pp. 5-29.
- 김종한(2001). 고등학생의 학업성취에 영향을 미치는 관련변인에 대한 회귀분석. *교육학연구*, 제39권 제4호, pp. 349-366.
- 김주환, 김은주, 홍세희(2006). 한국 남녀 중학생 집단에서 자기결정성이 학업성취도에 주는 영향. *교육심리연구*, 제20권 제1호, pp. 243-264.
- 이경화, 정혜영(2006). 아동의 학업성취 관련변인의 인과적 구조분석. *아동학회지*, 제27권 제3호, pp. 271-184.
- 이성진 (1993). *교육심리학서설*. 서울: 교육과학사.
- 이지연, 하정희, 전수현(2006). 성취상황에서 부모태도가 청소년의 미래성공기대와 학업성취도에 미치는 영향: 자존감과 우울을 매개로. *교육심리연구*, 제20권 제4호, pp. 873-890.
- 이숙정(2006). 중·고생의 교사신뢰와 자기존중감, 학습동기, 학업성취 및 학급풍토간의 관계모형 검증. *교육심리연구*, 제20권 제1호, pp. 197-218.
- 홍세희, 박민선, 김원정(2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증: 성별간 다집단 분석. *교육심리연구*, 제21권 제1호, pp. 129-143.
- 홍세희, 황매향, 이은설(2005). 청소년용 여성 진로장벽 척도의 잠재평균분석. *교육심리연구*, 제19권 제4호, pp. 1159-1177.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, Vol. 103, pp. 411-423.
- Bachman, J. G., & O'Malley, P. M. (1977). Self-esteem in young men: A longitudinal analysis of the impact of educational and occupational attainment. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 35, pp. 365-380.
- Bachman, J. G., & O'Malley, P. M. (1986). Self-concepts, self-esteem and educational experiences: The frog pond revisited (again). *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol 50, pp. 35-46.

- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, pp. 1173-1182.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, Kathleen, (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier life styles? *Psychological Science in The Public Interest*, Vol. 4, pp. 1-44.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, Kathleen, (2005). Exploding the self-esteem myth. *Scientific American*, Vol. 292, pp. 84-92.
- Berk, L. E. (2006/2008). *Child development*. 이종숙, 이옥, 신은수, 안선희, 이경옥 옮김. 아동발달. 서울: 시그마프레스.
- Bollen, K. A.(1989). *Structural equation with latent variables*. New York: Wiley.
- Finkel, S. E. (1995). *Causal analysis with panel data*. California: SAGE.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis*. New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M.(1999). Cutoff criteria for fit indexes on covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives, *Structural Equation Modeling*, Vol 6, pp. 1-55.
- Jöreskog, K. G.(2005). *Structural equation modeling with ordinal variable using LISREL*. Retrieved October, 2, 2008, from <http://www.ssicentral.com>.
- Kostelnik, M., Whiren, A., Soderman, A., Stein, L., & Gregory, K. (2002/2005). *Guiding children's social development: Theory to practice*. 박경자, 김송이, 권연희 옮김. 유아를 위한 사회 정서 지도. 서울: 교문사.
- Little, T. D., Preacher, K. J., Selig, J. P., & Card, N. A.(2007). New developments in latent variable panel analysis of longitudinal data. *International Journal of Behavioral Developments*, Vol. 31, pp. 357-365.
- Maruyama, G., Rubin, R. A., & Kingsbury, G. G. (1981). Self-esteem and educational achievement: Independent constructs with a common cause? *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 40, pp. 962-975.

- Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2006). Reciprocal effects of self-concept and performance from a multidimensional perspective: Beyond seductive pleasure and unidimensional perspectives. *Perspectives on Psychological Science*, Vol. 1, pp. 133-163.
- Marsh, H. W., & O'Mara, A. (2008). Reciprocal effects between academic self-concept, self-esteem, achievement, and attainment over seven adolescent years: Unidimensional and multidimensional perspectives of self-concept. *Personality and Social Psychology Bulletin*, Vol. 34, pp. 542-552.
- Newcomb, M. D. (1990). What structural equation modeling can tell us about social support. In I. G. Sarason, B. R. Sarason, & G. R. Pierce (Eds.), *Social support: An interactional view* (pp. 26-63). New York: Wiley.
- Pitts, S. C., West, S. G., & Tein, J.-Y. (1996). Longitudinal measurement models in evaluation research: Examining stability and change. *Evaluation and Program Planning*, Vol. 19, pp. 333-350.
- Rosenberg, M., Schooler, C., & Schoenbach, C. (1989). Self-esteem and adolescent problems: Modeling reciprocal effects. *American Sociological Review*, Vol. 54, pp. 1004-1018.
- Russell, D. W., Kahn, J. H., Spoth, R., & Altmaier, E. M. (1998). Analyzing data from experimental studies: A latent variable structural equation modeling approach. *Journal of Counseling Psychology*, vol. 45, pp. 18-29.
- Schunk, D. H. (2004/2006). *Learning theories: An educational perspective*. 노석준, 소효정, 오정은, 유병민, 이동훈, 장정아 옮김. 교육적 관점에서 본 학습이론. 서울: 아카데미프레스.
- Skaalvik, E. M., & Hagtvet, K. A. (1990). Academic achievement and self-concept : An analysis of causal predominance in a developmental perspective. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 58, pp. 292-307.
- Swann, W., Chang-Schneider, C., & McClarity, K. L. (2007). Do people's self-views matter: Self-concept and Self-esteem in every day life. *American Psychologist*, Vol. 62, pp. 84-94.

- Tabchnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed). M.A.: Allyn & Bacon.
- Taris, T. W.(2002). *A primer in longitudinal data analysis*. Thousands Oaks, CA: Sage.
- Trautwein, U., Ludtke, O., Koller, O., & Baumert, J. (2006). Self-esteem, academic self-concept, and achievement: How the learning environment moderates the dynamics of self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 90, pp. 334-349.

ABSTRACT

A Causal Relationship between Self-Esteem and Academic Achievement Using Autoregressive Cross-Lagged Modeling

Choi, Hee-Cheol* · Kim, Byeong-Seok*

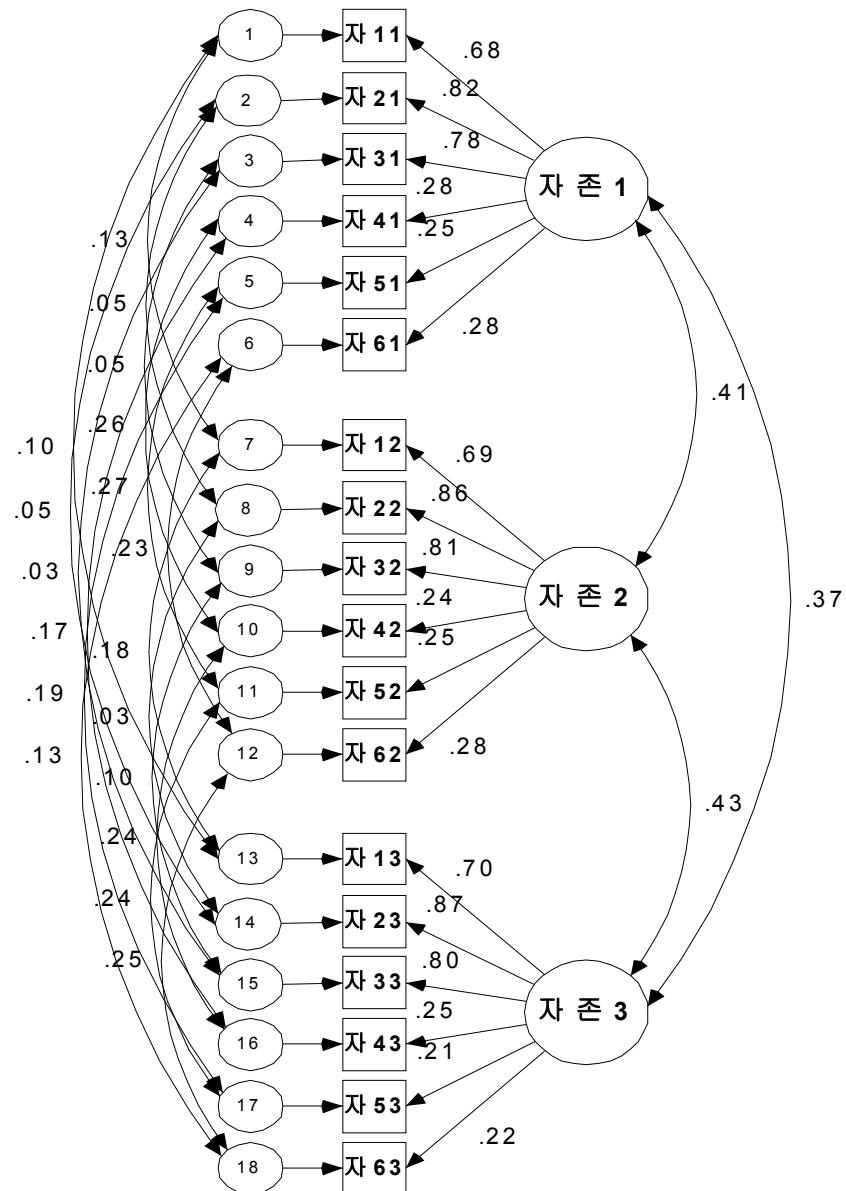
This study examined the longitudinal reciprocal relationship between children's self-esteem and academic achievement. This study used the panel data of self-esteem and academic achievement in first, second, and third waves as assessed by the Korean Adolescents Policy Research Institute. Autoregressive cross-lagged modeling was performed to test the longitudinal reciprocal relationship between general self-esteem and academic achievement. Our results showed that academic achievement predicted subsequent general self-esteem, over and above the effect of previous general self-esteem, whereas general self-esteem did not predict subsequent academic achievement. Thus, a focus on achievement may be important in the treatments aimed at increasing general self-esteem.

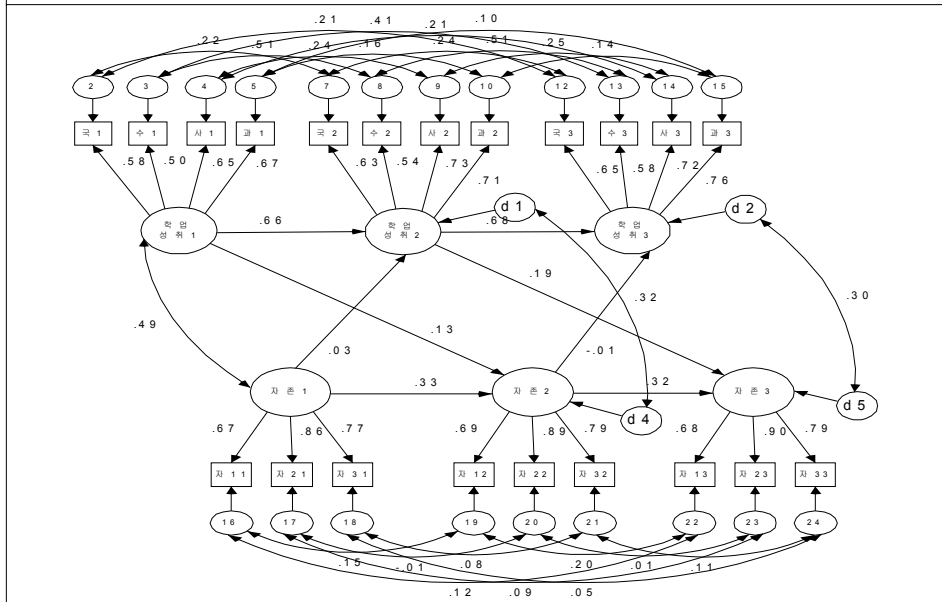
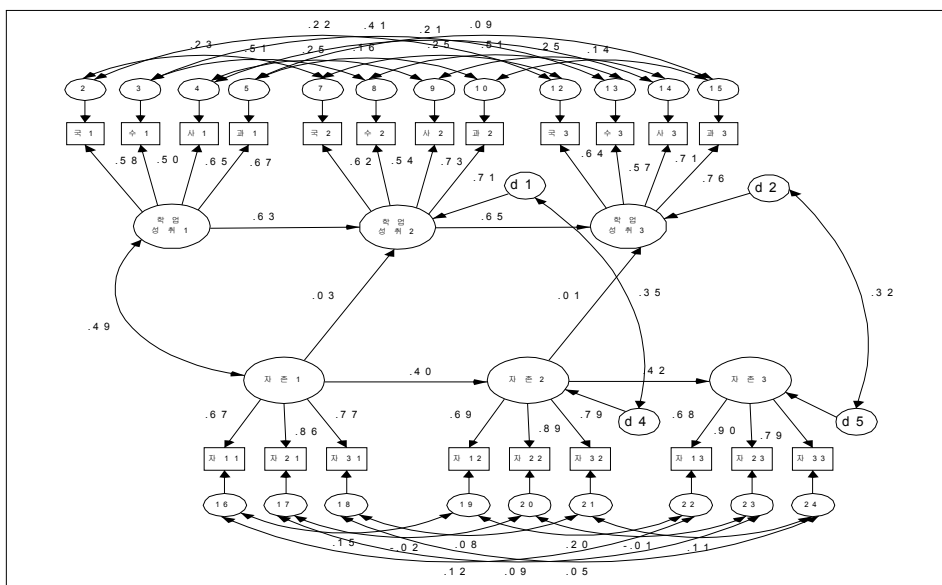
Key Words : self-esteem, achievement

투고일 : 3월 15일, 심사일 : 4월 21일, 심사완료일 : 5월 11일

* Dankook University

부록 a. : 자기존중감을 측정하는 6개 문항의 확인적 요인분석결과





부록 B: 계속

