

# 고등학생의 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미, 과학 과목 성취도의 구조적 관계와 성별에 따른 잠재평균 분석

주영주\* · 정영란 · 이유경

이화여자대학교

## The Structural Relationship and Latent Means Analysis of Gender among Academic Self-Efficacy, Interest, External Motivation and Science Achievement for High School Students

Joo, Young Ju\* · Chung, Young Lan · Lee, Yoo Kyung

Ewha Womans University

**Abstract:** This study was carried out to investigate the difference of gender of academic self-efficacy, external motivation, interest and science achievement for high school students of Korea and to verify the structural relationship among these variables using PISA 2006 data. The major findings of this study are as follows. According to Multi-group analysis, Latent means analysis (LMA), where boys were used as the reference group, girls showed lower latent mean values on the academic self-efficacy, extrinsic motivation and interest. Academic self-efficacy was found to have a greater effect on achievement compared to external motivation and interest. According to structural equation modeling (SEM) analysis, academic self-efficacy and extrinsic motivation affected interest. Academic self-efficacy, external motivation, and interest affected science achievement. Lastly, interest mediated academic self-efficacy and external motivation on science achievement.

**Key words:** structural relationship, gender, academic self-efficacy, external motivation, interest, science achievement, high school students

### I. 서론

OECD가 주관하는 학업성취도 국제비교연구인 PISA(Programme for International Student Assessment)에 의하면 우리나라의 남녀학생들의 과학과목 성취도 차이는 다른 참가국에 비해 훨씬 큰 것으로 나타난다. 이와 같은 격차는 성취도 뿐 아니라 태도 영역에서도 크게 나타난다(최경희, 신동희, 이향연, 2008). 과학과목에서 남녀 간의 학력 격차가 많이 줄어들고 있다고는 하나 아직도 다른 과목에 비해 여전히 크게 존재하고 있음을 의미한다(김경식, 이현철, 2009). 따라서 과학과목에서 성차가 나타나는 원인을 찾아내어 성차를 줄이려는 노력이 필요하다.

많은 학자들이 교육에서 정의적 영역의 중요성을 강조하는데 이는 지식 습득에 직접적인 영향을 주는 것은 인지적 능력이지만 그 능력을 발휘할 수 있도록

조절하고 통제하는 것은 정의적 영역의 능력이기 때문이다. 정의적 특성은 학습자가 학습활동을 자발적으로 하게 하는 심리적 요인으로 작용하여 교육의 효과를 높이는 데 중심적인 역할을 한다(Salovey & Mayer, 1990).

학생들의 학업 성취도에 영향을 미치는 요인 중에서 중요한 변인으로 과목에 대한 흥미를 들 수 있다(김경식, 이현철, 2009). 흥미는 특정 대상이나 활동에 대한 안정적인 선호경향성으로 학습을 유도하므로 흥미를 가진 학습자는 학습에 더 적극적으로 참여하게 된다(Harter & Jackson, 1992). 따라서 흥미는 학업성취도와 높은 상관을 보이며 효능감이 높을수록 과목에 대한 흥미가 높아진다(오미진, 김성일, 2007). 과학과목에서 흥미는 학년이 증가할수록 감소하며 남학생이 여학생보다 높았다(윤미선, 2007). 우리나라 학생들은 높은 학업성취도에 비해 과학에 대한 자기

\*교신저자: 주영주(youngju@ewha.ac.kr)

\*\*2011.03.17(접수) 2011.08.05(1심통과) 2011.09.14(2심통과) 2011.09.15(최종통과)

\*\*\*본 논문은 2011년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(2011-0027511).

효능감과 과학에 대한 흥미가 OECD 평균보다 훨씬 낮게 나타났다(박현정, 2008). 즉, 한국학생들은 과학 과목에 흥미가 없으면서도 학업성취에서는 우수한 성적을 받는 매우 역설적인 현상을 보였다. 따라서 과학에 대한 흥미에 영향을 미치는 변인들에 대한 탐색 및 실증 연구가 더욱 필요하다.

학생들의 학업 성취도에 영향을 미치는 가장 중요한 변인은 학습동기이다. 학습동기는 어떠한 행동을 유발시키고 그 행동을 유지하며 목표를 향해 나아가도록 하는 힘으로(Pintrich & Schunk, 2002) 내적 동기와 외적동기로 구분된다. Corpus, Gilbert와 Hayenga(2009)는 학년이 올라갈수록 내적 동기는 감소되고, 외적 동기가 증가된다고 했는데 이는 학년이 올라갈수록 수행을 강조하기 때문이다. 학습동기는 학업성취도와 높은 상관성이 있으며(우찬영, 박영호, 2006), 내적 동기를 가진 학생들이 외적 동기를 가진 학생보다 더 높은 학업성취를 보인다(Gottfried, 1990). 남학생들은 여학생들 보다 외적동기가 컸고 여러 가지 과학기제를 사용한 경험, 교과외 과학 활동에 참여한 경험이 더 많았다(Kfir, 1988). 우리나라와 같이 진학과 사회 경제적 성공을 중요시 하는 풍토에서는 외적 동기가 내적 동기보다 높게 나타나기도 한다(서미옥, 2010). 특히 여학생이 과학과목에 흥미를 갖고 성취도가 높아지기 위해서는 여성 멘토의 역할이 크므로(Linn, Petersen, & Hyde, 1986) 여학생의 외적동기를 높일 수 있는 연구가 뒷받침되어야 한다.

전 연령대에 걸쳐 학업 성취도를 예측하는 가장 강력한 요인은 학업적 자기효능감이다. 학업적 자기효능감은 객관적인 자기 능력 측정치보다 더 정확하게 학생들의 학업성취도를 예측한다. 그 이유는 학업적 자기효능감이 학생들의 사전 경험, 지식, 그리고 다음 과제에서의 성과를 모두 통합하는 효과를 갖기 때문이다(Schunk, 1985).

과학 교과에서 학업적 자기효능감은 학업성취에 큰 영향을 미치는데 이러한 현상은 모든 연령 수준에서 관찰되었다. 대학생의 경우 학업적 자기효능감은 높은 성취를 유도하며(Andrew, 1998), 과학을 전공으로 선택하게 하고 과학 방면의 경력을 선택하게 한다(Gwilliam & Betz, 2001). 고등학생의 경우 과학 학업적 자기효능감은 인종이나 성별, 부모의 배경 보다 학업 성취와 높은 상관관계를 보인다(Kupermintz, 2002). 성별에 따른 자기효능감에 대한 연구결과는

차이를 보이는데 Britner와 Pajares(2001)는 중학생의 경우, 여학생이 남학생들 보다 높은 학업적 자기효능감을 보인다고 하였다. 그러나 성에 따른 차이가 나타나지 않은 경우도 있었다(전경문, 서인호, 노태희, 2000). 학업적 자기효능감은 학생들의 행동과 심리적인 면에 영향을 줌으로써 학업성취에 영향을 미치므로 학업적 자기효능감을 높이기 위한 논의 및 실증 연구가 필요하다.

이와 같이 흥미나 학습동기, 학업적 자기효능감과 같은 정의적 요소들은 학교에서 지적 성취와 함께 습득되어야 하는 요소로서, 학업 성취도를 예언하는 중요 변인으로 간주되어 왔다. 지금까지 학습자의 성취에 영향을 주는 이러한 변인들은 단일 변수로 연구되거나 변인들 간의 인과관계보다는 이들 간의 관련성을 살펴보는 데 초점을 두는 경우가 많았기에, 본 연구에서는 구조적 모형을 통해 이들 변인 간의 인과관계를 살펴보고자 한다. 변인들 간의 인과적 관계가 규명되지 않으면 과학교육이 어떠한 변인에 중점을 두어야 할지가 분명치 않게 된다. 이미 앞에서 살펴본 바와 같이 학업적 자기 효능감이나 흥미, 외적 동기 모두 정의적 영역의 변인들이다. 이 변인들 간의 상호 연관성이 높은 것으로 나타나기는 하지만 성취도에 대한 상대적 영향력은 어떠한지, 또 어떤 변인이 다른 변인에 우선하는지 등에 대해서는 알려진 바가 없다. 따라서 이들 간의 인과적 관계를 밝혀내는 것은 여학생들의 과학 성취도를 높이기 위해 학교와 가정에서 무엇을 해야 하는 지를 모색하는 작업의 출발점이 될 수 있을 것이다. 이러한 문제의식을 바탕으로 본 연구는 고등학교 과학교과에서 학업성취도에 영향을 미치는 변인으로 흥미, 학업적 자기효능감, 외적 동기를 선정하여 성별에 따라 차이가 있는지 살펴보고자 한다.

본 연구의 목적을 달성하기 위한 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 고등학교 과학교과에서 학업적 자기효능감, 외적동기, 과제흥미, 학업성취도에는 성별 차이가 있는가?
- 연구문제 2. 고등학교 과학교과에서 학업적 자기효능감, 외적 동기가 과제흥미에 영향을 미치는가?
- 연구문제 3. 고등학교 과학교과에서 학업적 자기효능감, 외적 동기, 과제흥미가 학업성취도에 영향을 미치는가?

## II. 연구 방법 및 절차

### 1. 연구 대상

본 연구는 PISA 2006에 참여한 우리나라 고등학교 1학년생을 대상으로 과학과목에서 성별에 따른 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미 및 학업성취도 간의 통합적이고 구조적인 인과관계를 비교해보았다. 이를 위해 과학 학업성취도 및 학업적 자기효능감 문항과 외적 동기 문항 및 과학에 대한 흥미 문항을 선정하여 분석에 사용하였다.

PISA는 1998년에 시작되어 2000년에 첫 번째 본 조사가 시작되었고, 이후 3년을 주기로 연구가 수행되고 있다. 그리고 읽기와 수학, 과학 성취도를 대상으로 학생들의 학업능력을 평가하되, 주기별로 주영역을 설정해서 심층 분석을 실시하고 나머지 두 영역은 축약형 검사의 형태로 평가하고 있다. 따라서 PISA 2000에서는 읽기를 주영역으로, PISA 2003에서는 수학을, PISA 2006에서는 과학을 주영역으로 하여 심층분석을 실시하였다.

따라서 PISA 2006 학생설문지에 참여한 5176명 가운데 해당 변수에 결측값이 있는 대상자를 제외한 5131명을 최종 분석하였으며, 최종 분석에 활용된 대상은 남학생이 2587명(50.4%), 여학생이 2544명(49.6%)이었다.

### 2. 연구 설계 및 자료 처리

고등학교 과학 과목에서의 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미 및 성취도 간의 인과적 구조 관계 및 성별에 따른 차이를 알아보기 위해 가설적 연구모형을 바탕으로 통계적 모형을 설정하였다. 연구모형에서의 각 잠재변수들은 측정변수들을 이용하여 수학적으로 측정되는 잠재변수로 설정되었다. 모형을 설정하는데 있어서 측정변수인 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미는 탐색적 요인분석 결과, 단요인 측정변수로 판명되었으며, 성취도는 탐색적 요인분석 결과, 하위요인인 과학적 문제인식 능력, 현상에 대한 과학적 설명능력, 과학적 증거 이용능력의 3요인으로 구성되었다. 이에 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미는 측정모형에 과도한 비중이 실리는 것을 막기 위해 묶음지표(item parcel)를 개발하여 사용하였다.

통계적 모형의 추정 방법을 결정하기 위해 AMOS를 사용하여 구조방정식모형의 측정변수들에 대한 다변량정규분포성을 검증하였다.

### 3. 검사 도구

본 연구에서 사용된 PISA 자료는 해당연도 학생들만을 2수준으로 표집한 통합횡단연구 데이터이다. 본 연구에서 사용된 학생들의 성취도는 PISA 2006에서 측정한 과학적 문제인식 능력, 현상에 대한 과학적 설명능력, 과학적 증거 이용능력으로 이루어져 있으며, 물상, 생물, 지구 및 우주와 같은 내용 영역에 대한 지식과 과학 전반에 대한 지식을 평가하도록 구성되었다. 과학적 문제인식 능력의 문항내적일관성 신뢰도 Cronbach's  $\alpha$ 는 .98, 현상에 대한 과학적 설명능력의 문항내적일관성 신뢰도 Cronbach's  $\alpha$ 는 .98, 과학적 증거 이용능력의 문항내적일관성 신뢰도 Cronbach's  $\alpha$ 는 .98이었다. 과학 과목 학업적 자기효능감은 총 5문항으로 이루어져 있으며, 본 연구에서의 문항내적일관성 신뢰도 Cronbach's  $\alpha$ 는 .92이었고, 과학에 대한 흥미는 총 6문항으로 이루어져 있으며, 문항내적일관성 신뢰도 Cronbach's  $\alpha$ 는 .91이었다. 외적 동기도 총 5문항으로 이루어져 있으며, 문항내적일관성 신뢰도 Cronbach's  $\alpha$ 는 .93이었다.

## III. 연구결과

### 1. 측정변수간의 상호상관행렬 및 기술통계치

구조방정식모형에서 각 측정변수들이 정상분포를 이루지 않을 경우 다변량정규분포성의 가정을 충족시킬 수 없고 그 결과 왜곡된 추정치를 얻게 되어 정확한 통계적 검증이 이루어지지 않는다. 이에 수집된 자료에 대한 다변량정규분포성을 확인하기 위해 평균과 표준편차, 왜도 및 첨도를 검토하였다. 측정변수의 표준왜도가 3보다 작고 표준첨도가 10보다 작으면 구조방정식 모형 하에서의 정상분포 조건이 충족되므로(Kline, 2005), 본 연구에서의 구조방정식 모형 검증에서 다변량정규분포성의 기본 가정이 만족되었다고 할 수 있다. 각 변수들의 상관관계를 분석한 결과, 유의수준 .05에서 모두 유의한 상관관계를 보였다. 구체적인 결과는 <표 1>과 같다.

**표 1**  
측정변수의 상호상관행렬 및 평균, 표준편차, 왜도, 첨도

(n=5131)

측정변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 학업적 자기효능감 1	-								
2. 학업적 자기효능감 2	.84*	-							
3. 외적동기 1	.51*	.49*	-						
4. 외적동기 2	.53*	.50*	.83*	-					
5. 흥미 1	.60*	.61*	.52*	.52*	-				
6. 흥미 2	.65*	.65*	.55*	.56*	.84*	-			
7. 문제인식	.31*	.30*	.19*	.21*	.32*	.37*	-		
8. 현상설명	.38*	.38*	.24*	.26*	.42*	.44*	.88*	-	
9. 증거이용	.32*	.32*	.20*	.22*	.35*	.38*	.90*	.92*	-
평균	2.08	2.07	2.48	2.48	2.52	2.46	520.17	512.04	538.88
표준편차	.66	.68	.81	.77	.79	.75	86.52	86.92	98.02
왜도	.26	.26	-.08	-.13	-.03	.04	-.36	-.14	-.38
첨도	.05	-.01	-.43	-.26	-.45	-.28	.03	-.30	-.02

\*p<.05

## 2. 성별에 따른 구인 동일성 검증

성별에 따른 흥미, 외적동기, 학업적 자기효능감의 구인 동일성을 검증하기 위해 형태동일성, 측정 동일성, 절편 동일성 가정을 확인하였다. 이를 위해 AMOS를 이용하여 최대우도법(ML)을 바탕으로 분석을 실시한 결과는 다음과 같다.

### 1) 형태동일성 검증

성별에 따른 흥미, 외적동기, 학업적 자기효능감의 형태 동일성 검증을 위해 1요인 모형, 2요인 모형, 4요인 모형의 세 가지 경쟁모형을 설정하고 가장 적

합한 모형이 각 집단에서 동일하게 선정되는지 확인하였다. <표 2>에 제시된 바와 같이 모든 잠재 변수 간 상관관계를 허용하고 모수 측정을 자유롭게 추정 되도록 한 기저모형의 적합도는 남학생과 여학생 모두에서 4요인 모형이 가장 만족할 만한 수준으로 나타났다. 이는  $\chi^2$  값 차이 검증에 있어서도 동일한 결과를 보였다. 이에 형태동일성은 충족되는 것으로 나타났다.

### 2) 측정동일성 검증

남학생과 여학생에 대해 공통된 4요인을 바탕으로 측정 동일성 검증을 실시하였다. 이를 위해 형태 동일

**표 2**  
형태 동일성 검증을 위한 경쟁모형의 적합도

	$\chi^2$	p	df	CFI	TLI	RMSEA
남학생						
1요인	12470.90	.00	27	.46	.28	.42
2요인	3770.40	.00	26	.84	.78	.24
4요인	138.70	.00	21	1.00	.99	.05
여학생						
1요인	11482.40	.00	27	.47	.30	.41
2요인	3240.00	.00	26	.85	.80	.22
4요인	136.50	.00	21	1.00	.99	.05

성을 만족시키는 기저모형에서 각각의 잠재변수에 대한 요인의 계수가 동일하다는 동일화 제약을 가한 측정 동일성 모형과 기저모형 값의  $\chi^2$ 값과 자유도를 비교하였다. <표 3>에 제시된 바와 같이 기저모형의  $\chi^2$ 값은 275.10, 자유도는 42였으며, 남학생과 여학생의 요인계수가 동일하다고 제약한 측정 동일성 모형의 경우  $\chi^2$ 값은 278.30, 자유도는 47이었다. 측정 동일성 모형은 기저모형에 내재되어 있으므로  $\chi^2$ 차이 검증을 실시할 수 있는데, 자유도 차이가 5일 때,  $\chi^2$ 차이는 3.20로 통계적으로 유의하지 않기 때문에( $p=.67$ ) 측정 동일성 가정이 지지되었다. CFI는 모형의 복잡성을 고려하지 않아(Hong, Malik, & Lee, 2003), TLI와 RMSEA 변화를 통해서 적합도 지수의 변화를 살펴봐왔는데, 기저모형에 비해 측정동일성 제약을 가한 모형의 적합도 지수가 미미하게나마 더 좋은 것으로 나타났다. 이상을 종합해 보면 측정동일성이 성립됨을 알 수 있었다.

### 3) 절편동일성 검증

측정 동일성이 성립되었으므로 다음 단계로 절편 동일성 가정은 검증하였다. 절편 동일성 가정은 각 집단 간에 요인계수가 같다고 제약을 가한 측정 동일성 모형과 각 측정 변수의 절편까지 동일화 제약을 가한 절편 동일성 모형의 적합도를 비교하는 과정을 통해 검증된다. <표 3>에 제시된 바와 같이 측정 동일성 모형과 절편 동일성 간의 자유도 차이가 9일 때,  $\chi^2$ 값의 차이는 1056.70로 통계적으로 유의하지 않아( $p=1.02$ ) 절편 동일성이 지지되었다. 따라서 관찰된 평균의 차이는 잠재변수에 대한 집단 간 실제 차이를 반영한다고 간주할 수 있다.

### 4) 성별에 따른 잠재평균 비교

형태 동일성, 측정 동일성, 절편 동일성 가정이 모두 충족되었으므로, 잠재평균분석을 실시하였다. 잠재평균분석에서는 1이라는 상수를 각 요인에 대한 독

립변수로 사용하는데, 여기에서 추정되는 회귀계수가 요인의 평균, 즉 잠재평균이 된다. 즉,  $\eta=\beta(1)+\varepsilon$ 가 되는 것이다. 식에서  $\eta$ 는 요인,  $\beta$ 는 회귀계수,  $\varepsilon$ 는 오차가 된다. 요인의 잠재평균  $E(\eta)$ 은  $E(\eta)=\beta+E(\varepsilon)$ 가 되는데 오차의 평균  $E(\varepsilon)$ 은 0이라는 가정하에  $E(\eta)=\beta$ 가 되어 추정되는 회귀계수가 잠재평균이 된다. 잠재평균 분석에서 요인의 평균은 직접 추정이 불가능하며 참조집단의 잠재평균을 0으로 고정한 상태에서 다른 집단의 잠재평균을 추정하는 것만 가능하다(Hancock, 1997). 즉,  $E(\eta)-E(\eta R)=\beta-\beta R=\beta\gamma$ 가 되어 참조집단의 잠재평균을 0으로 고정한 상태에서 추정된 다른 집단의 잠재평균  $\beta$ 는 그 집단과 다른 집단의 잠재평균 차이가 된다. 따라서  $\beta\gamma$ 가 통계적으로 유의하면 두 집단의 잠재평균 차이가 통계적으로 유의하다는 의미가 된다. 여기서 R은 참조집단을 나타내는 데, 본 연구에서는 남학생을 참조집단으로 하여 그 집단의 잠재평균을 0으로 고정하고, 여학생의 잠재평균을 추정하였다. 결과는 <표 4>와 같다.

효과크기를 산출할 때, 두 집단에서 산출한 잠재평균의 분산이 동일한 경우, 공통 표준편차를 적용하기 때문에 요인 분산 동일성 가정에 대한 검증을 실시하였다. <표 3>에 제시된 바와 같이 요인분산 동일성 모형의 적합도는 절편 동일성 모형의 적합도와 비교하여 검증하였다. 자유도 차이가 0이므로 보다 간명한 모델을 선택하여 요인 분산 동일성 모형이 선택되었고, 효과 크기의 값은 공통 표준편차를 통해 산출되었다. Cohen(1988)이 제시한 기준에 따르면 d값이 .2면 작은 것으로, .5면 중간 수준으로, .8이상이면 큰 것으로 해석된다.

남학생과 여학생의 추정된 잠재평균의 차이는 <표 4>에 제시된 것처럼 여학생이 남학생에 비해 학업적 자기효능감, 외적 동기, 흥미가 낮은 것으로 나타났으며 Cohen(1988)의 효과크기에 미루어 볼 때, 학업적 자기효능감은 큰 효과크기를 갖고, 외적 동기와 흥미는 중간 수준의 효과크기를 갖는 것으로 드러났다.

**표 3**  
동일성 검증에 대한 적합도 지수

	$\chi^2$	<i>p</i>	<i>df</i>	TLI	RMSEA
형태동일성 모형	275.10	.00	42	.99	.03
측정동일성 모형	278.30	.00	47	.99	.03
측정 및 절편동일성 모형	1335.00	.00	56	.96	.07
측정, 절편 및 분산 동일성 모형	1225.10	.00	56	.97	.06

그러나, 성취도에 있어서 여학생과 남학생의 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

### 3. 구조모형의 검증

구인 동일성이 확보되었으므로, 전체 집단을 대상으로 연구모형을 분석하였다. 통계적 모형을 구성하는 측정모형의 모든 적합도지수가 적합도 기준을 충족시키는 것으로 나타났고, 구조모형의 추정가능성이 이론적으로 확인되었기 때문에 최대우도추정법을 통해 연구모형의 적합도를 추정하였다. 연구모형이 수집된 자료에 부합하는지를 살펴본 구체적 결과는 <표 5>와 같다.

이에 따라 학업적 자기효능감, 외적 동기, 흥미 및 성취도 간의 영향력을 검증한 결과는 다음과 같다.

첫째, 학업적 자기효능감, 외적 동기가 흥미에 미치는 영향력을 검증한 결과, 학업적 자기효능감의 영향력은  $\beta=.57(t=37.88, p<.05)$ , 외적 동기의 영향력은  $\beta=.29(t=20.41, p<.05)$ , 이었다.

둘째, 학업적 자기효능감, 외적 동기, 흥미가 성취도에 미치는 영향력을 검증한 결과, 학업적 자기효능감의 영향력은  $\beta=.16(t=6.81, p<.05)$ , 외적 동기의 영향력은  $\beta=-.07(t=-3.91, p<.05)$ , 흥미의 영향력은  $\beta=.36(t=15.28, p<.05)$ 이었다.

모든 변수들 간의 관계는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났기에, 본 연구의 구조모형을 최종모형

으로 선정하였다. 구조모형의 구조계수 추정치를 표현하면 다음 [그림 1]과 같다.

또한, 본 구조모형에서 학업적 자기효능감과 외적 동기의 흥미에 대한 설명력(Squared multiple correlation)은 61%로 나타났고(흥미=.610), 학업적 자기효능감, 외적동기 및 흥미의 성취도에 대한 설명력(Squared multiple correlation)은 19.7%로 나타났다(성취도=.197).

학업적 자기효능감, 외적 동기가 흥미에 영향을 미치고, 동시에 흥미가 성취도에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났기에, 이들 간의 간접효과 유의성을 검증할 필요가 있다(Baron & Kenny, 1986). Sobel(1982)의 간접효과 유의성 검증방법을 통해 학업적 자기효능감은 흥미를 매개로 성취도( $Z=3.63$ )에, 외적 동기는 흥미를 매개로 성취도( $Z=2.04$ )에 유의한 간접효과( $p<.05$ )를 가지는 것으로 판명되었다. 즉 고등학교 과학과목에서 흥미는 학업적 자기효능감과 성취도 간을, 외적동기와 성취도 간을 매개한다고 볼 수 있다. 이러한 결과를 종합한 구조모형의 직·간접 분해표는 <표 6>과 같다.

## V. 결론 및 논의

본 연구는 고등학교 과학 과목에서 학업적 자기효능감, 외적 동기, 흥미 및 성취도에서 성별에 따른 차이가 있는지를 살펴보고, 학업적 자기효능감, 외적동

**표 4**  
성별에 따른 잠재평균 차이 분석

잠재변수	남학생	여학생	효과 크기(d)
학업적 자기효능감	0.00	-.19*	19.54
외적 동기	0.00	-.12*	0.70
흥미	0.00	-.18*	0.70
성취도	0.00	5.00	95.35

\* $p<.05$

**표 5**  
측정모형 및 구조모형의 적합도 검증 결과

( $n=5131$ )

	$\chi^2$	p	df	TLI	CFI	RMSEA (90% 신뢰구간)
측정모형	413.32	.00	21	.99	.99	.06 (.055~.065)
구조모형	413.32	.00	21	.99	.99	.06 (.055~.065)

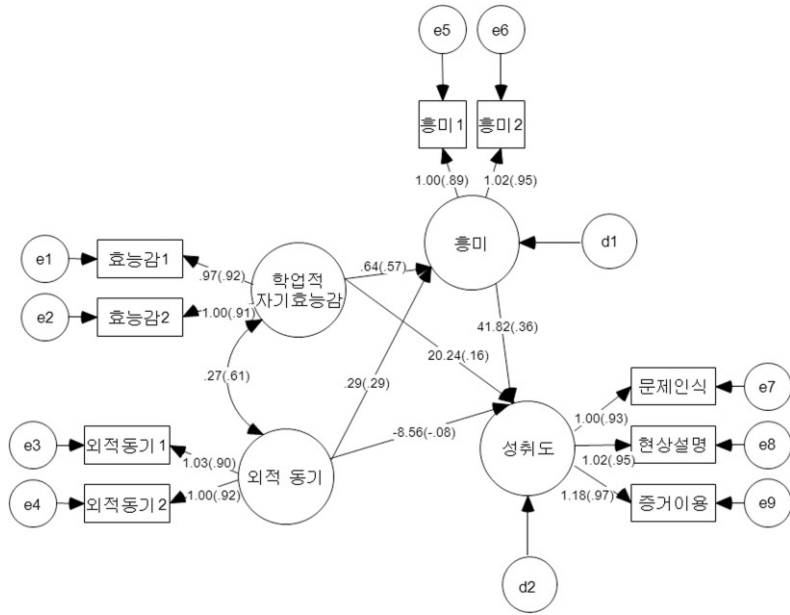


그림 1 구조모형의 비표준화(표준화) 경로계수

표 6 구조모형의 직·간접효과 분해표

(n=5131)

관계변수	비표준화 계수(B)			표준화계수(β)		
	전체	직접	간접	전체	직접	간접
흥미	←학업적 자기효능감	.64	.64*	-.57	.57	-
	←외적 동기	.29	.29*	-	.29	-
성취도	←학업적 자기효능감	46.81	20.24*	26.57*	.36	.16
	←외적 동기	3.48	-8.56*	12.03*	.03	-.08
	←흥미	41.82	41.82*	-	.36	.36

\*p<.05

기가 흥미에 미치는 영향과 학업적 자기효능감, 외적 동기, 흥미가 성취도에 미치는 영향을 규명하고자 하였다.

과학 성취도 및 성취도 관련 변수에서의 성별에 따른 차이는 그동안 많은 연구에서 주된 관심사가 되어 왔다. 이는 타 교과목에 비해 과학 성취도에서의 성차가 뚜렷한 양상을 보여 왔으며, 비단 성취도에서 뿐만 아니라 성취도 관련 변수들에서도 성차가 있는 것으로 논의되어왔기 때문이다. 이제 본 연구에서는 학업적 자기효능감, 외적 동기, 흥미 및 성취도에서 성별에 따른 차이가 있는지 잠재평균분석을 통해 살펴본 결과 여학생은 남학생에 비해 학업적 자기효능감, 외적 동기, 흥미가 모두 통계적으로 유의하게 낮은 것으로

나타났으며, 특히 학업적 자기효능감에 있어서 그 효과크기는 큰 것으로 나타났다. 그러나, 성취도에 있어 성별에 따른 통계적인 유의한 차이는 발견되지 않았다.

과학 성취도에 있어 성별 차이가 드러나지 않은 것은 PISA 2000 및 2003의 결과와 비교해볼 때, 성취도 산출 근거에서 그 원인을 찾아볼 수 있다. PISA 2000 및 2003의 경우, 과학 성취를 생명건강과학, 지구환경과학, 과학기술의 ‘과학내용 지식’ 영역에 한정했던 것에 반해, PISA2006에서는 물상계, 생물계, 지구·우주계, 기술계의 ‘과학내용 지식’ 영역 뿐만 아니라 ‘과학에 대한 지식’ 영역이 추가되었다. ‘과학에 대한 지식’은 과학 본성에 대한 이해를 측정할 영



역이고, 이 영역의 성취에서 여학생들이 남학생들보다 큰 폭으로 능가하였기 때문에 '과학내용 지식'에서 여전히 남학생의 성취가 우위에 있음에도 불구하고, 전체 성취도에서는 통계적으로 유의한 차이가 발생되지 않은 것이다(이미경, 손원숙, 노언경, 2007). PISA의 목적이 학교 교육과정에 근거한 지식보다는 실생활에 필요한 능력, 즉 지식을 상황과 목적에 맞게 활용할 수 있는 기본적인 '소양(literacy)'을 강조한다는 점에 주목할 때, 앞으로 이러한 성취도에서의 성차는 비슷한 양상으로 나타날 것이다.

이에 반해, 본 연구에서 살펴본 성취관련 변수들에서는 뚜렷한 성별차이가 나타났다. 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미 세 변수 모두 여학생이 남학생에 비해 낮게 나타났으며, 학업적 자기효능감은 큰 효과 크기를 갖는 것으로 나타났다. 외적동기나 흥미에서 남학생에 비해 여학생이 낮게 나타난 결과는 Kfir(1988)과 윤미선(2007)의 결과와 일치하는 것이다. 이러한 결과는 과학 성취관련 태도가 학년이 올라갈수록 저하되며, 여학생에게서 심각하게 나타난 것으로 보고된 연구들(Greenfield, 1996; Simpson & Oliver, 1990)과 맥을 같이 한다고 볼 수 있으며, 여학생들이 남학생들에 비해 상대적으로 과학에 대해 부정적인 태도를 갖고 있음을 의미한다. 이는 부모들로부터 형성된 학생들 각각의 성역할 인식에 기인한다고 볼 수 있을 것이다(최경희, 신동희, 이향연, 2008; 하민수, 차희영, 김수원, 이경화, 2007). 부모들은 과학을 남성과 어울리는 학문으로 인식하고 있어 남학생들은 여학생들에 비해 어릴 때부터 과학 활동에 대한 긍정적인 관심을 훨씬 더 많이 받고 있다(하민수 등, 2007). 실제로 과학 과목에서 남학생은 여학생보다 자신들이 능력이 뛰어나다고 인식하는 반면, 여학생은 우수한 능력을 가진 경우에도 자신의 능력을 인식하지 못한 채 남학생을 돕는 경우가 많다(Kelly, 1986).

학업적 자기효능감에서는 Britner와 Pajares(2001)의 연구결과와 달리 여학생이 남학생에 비해 현저히 낮은 학업적 자기효능감을 갖는 것으로 드러났는데, 이러한 성별 차이를 극복하기 위해서는 보다 체계적인 국가 차원의 노력이 요구된다. 이러한 노력은 비단 우리나라 뿐만 아니라 미국과 영국 등에서도 다각도로 시행되고 있다. 미국에서는 초등학교 6학년 여학생을 대상으로 Voices(Voices of girls in

science, mathematics and technology)프로젝트 및 과학에 흥미가 있는 8학년 여학생을 대상으로 EYWIS(The Encouraging Young Women In Science Program) 등을 수행하고 있고, 영국에서도 'Science, You and Everyday Life' 프로그램을 만들어 과학에 대한 개방(openness to science)을 표방하고 있다. 이에 우리나라도 WISE(Women Into Science and Engineering) 등 진행 중인 프로젝트를 더욱 확대시켜 우리나라 실정에 맞는 여학생 친화적인 과학 교육 프로그램을 많이 개발해야 할 것이다.

또한 본 연구는 고등학교 과학 과목에서의 학업적 자기효능감, 외적동기가 흥미에 미치는 영향과 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미가 성취도에 미치는 영향을 규명하고자 하였다.

먼저, 고등학교 과학 과목에서 학업적 자기효능감, 외적동기가 흥미에 영향을 미치는가를 살펴본 결과, 두 변수 모두 흥미에 영향을 미쳤으며, 그 중에서도 학업적 자기효능감, 외적동기의 순으로 영향을 미쳤다. 학업적 자기효능감이 흥미에 영향을 미친 것은 오미진과 김성일(2007)의 연구결과와, 외적 동기가 흥미에 영향을 미친 것은 윤미선과 김성일(2004)의 연구결과와 맥을 같이 하는 것이다. 이는 자신이 과학 학습을 잘 할 수 있으리라는 신념인 학업적 자기효능감이나 자신이 달성해야 할 목적을 위해 과학학습이 필요하다고 느낀 외적 동기 모두 학습자의 내적 동기를 흥미를 유발시킬 수 있음을 보여준 결과라 하겠다.

두 번째로 고등학교 과학 과목에서 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미가 성취도에 영향을 미치는가를 살펴본 결과, 학업적 자기효능감, 흥미, 외적동기의 순서로 영향을 미쳤다. 이는 성취도를 높이기 위해 학업적 자기효능감, 흥미, 외적동기를 높여야 함을 시사하는 것이다. 학업적 자기효능감이 성취도에 영향을 미친 것은 Andrew(1998)과 Kupermintz(2002)의 연구결과와 일치하며, 흥미가 성취도에 영향을 미친 것은 오미진과 김성일(2007)의 연구와 맥을 같이 한다. 또한, 외적 동기가 성취도에 영향을 미친 것은 우찬영과 박영호(2006)의 연구와 동일한 결과이다. 학습자의 학업적 자기효능감을 증대시키기 위해서는 과학 학습 내용을 기초적인 내용부터 심화내용으로 내용을 발전되도록 내용을 구조화하고 학생들이 자신의 수준에 맞는 적절한 내용을 찾아 학습할 수 있도록 수준별 학습이 이루어져야 할 것이다. 학업적 자기효능



감은 흥미와 성취도 모두에 가장 큰 영향력을 갖는 것으로 드러났는데 학업적 자기효능감의 증대가 학생들의 성취결과와 흥미 증대에 영향을 미치는 변수인 만큼 학교운영정책과 학생지도방안을 정할 때 학생들의 학업적 자기효능감을 높일 수 있는 프로그램들을 개발하고 이를 활용할 수 있어야겠다.

또한, OECD(2007)에서도 동양권 국가인 우리나라 학생들의 경우에는 내적동기 즉, 교과에 대한 흥미 및 즐거움 등이 학생들의 성취도와 정적인 관련성을 보이는 것으로 드러났는데, 내적동기, 즉 흥미가 높은 학생들은 학습에 대해 강한 애착을 갖고, 과학을 좀 더 의미있는 활동으로 보려는 경향을 갖게 되므로 (Glaser-Zikude, Marying, von Rhoebeck, 2003), 과학에서의 흥미를 높이기 위해 과학 학습에서 학습자들이 직접 경험하고 관찰할 수 있는 기회들이 다양하게 주어지고, 이를 실생활에 적용할 수 있는 다양한 체험학습이 수행되어야 할 것이다.

한 가지 흥미로운 사실은 외적동기가 흥미를 매개로 성취도에 미친 간접효과와 두 영향력을 합친 전체 효과는 정적으로 도출되었음에도 불구하고, 외적동기가 성취도에 미치는 직접효과는 부적으로 드러났다는 점이다. 이 문제는 좀 더 심층적인 분석을 필요로 하는 것이지만, 일단 논리적으로는 외적 동기가 가지고 있는 이중적 효과를 추론해 볼 수 있다. 외적 동기가 한편으로는 자기 효능감을 높이고 흥미를 유발하는 등 정적인 방향으로 영향을 미칠 수도 있으나, 다른 한편 부담으로 작용하면 오히려 학업 자체에 대한 거부감을 불러 일으켜 부정 효과를 보일 수도 있다는 것이다. 이러한 논리적 통찰이 어느 정도 근거를 갖는 것이라면 본 연구에서와 같은 결과가 나타날 수 있다. 다만 이러한 외적 동기의 이중적 효과의 존재 유무나 상대적 영향의 크기 등에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

본 연구에서 도출된 결과는 여학생들의 과학 성취도를 높이기 위해서는 여러 교수학습 방법론상의 노력도 필요하지만 여학생들의 자기효능감과 흥미를 높여 주는 것이 절실하다는 점을 재삼 강조하고 있다. 각 변인들의 중요성은 이미 선행연구들이 증명하였으나 사회적 관념의 변환이 선행되어야 한다는 점은 본 연구가 보여준 중요한 시사점이다.

본 연구는 고등학교 과학과목에서 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미 및 성취도의 성별에 따른 잠재평

균 비교 및 인과관계를 구조적으로 검증하였다는 데 그 의의가 있다. 이는 연구 대상을 소수에 국한하지 않고, 우리나라 고등학교 1학년 모집단의 특성을 보다 폭넓게 반영한 PISA의 우리나라 데이터를 사용하였다는 점에서 그 결과의 일반화가 다소 확보될 수 있으리라 사료된다.

## 국문 요약

본 연구는 고등학교 과학 과목에서의 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미 및 성취도의 성별에 따른 잠재평균 분석 및 변인들 간의 구조적 관계를 규명하고자 하였다. 이를 위해 PISA 2006의 한국 학생 데이터를 사용하여 잠재평균 비교 및 변인 간의 인과관계를 살펴보았다. 다집단 분석의 잠재평균 비교 결과, 남학생을 참조집단으로 삼았을 때 여학생들의 잠재평균은 학업적 자기효능감, 외적동기, 흥미에서 모두 낮게 나타났다. 또, 학업적 자기효능감, 외적 동기는 흥미에 영향을 미쳤고, 학업성취도에는 학업적 자기효능감, 흥미, 외적 동기의 순으로 영향을 미쳤다. 본 연구결과를 바탕으로 고등학교 과학과목에서 흥미 증진 및 성취도 향상을 위해 학업적 자기효능감을 높이고, 동기 진작 방안이 고려되어야 할 것이다.

## 참고 문헌

- 김경식, 이현철 (2009). 과학교과 흥미도의 중단적 변화와 그 영향요인. *과학교육연구지*, 33(1), 100-110.
- 박현정 (2008). 학습동기, 자아개념, 학업성취간 관계의 집단 간 동등성 분석: PISA 2006을 중심으로. *교육평가연구*, 21(3), 43-67.
- 서미옥 (2010). 성취목표지향과 성격, 자기효능감 및 내-외적 동기의 관계. *교육학연구*, 48(2), 21-44.
- 오미진, 김성일 (2007). 자기효능감, 과제 선택범위 및 경쟁이 과제흥미에 미치는 효과. *교육심리연구*, 21(3), 573-589.
- 우찬영, 박영호 (2006). 학업성취나 학습동기, 자기효능감 및 귀인성향과의 관계. *인문논총*, 20, 231-254.
- 윤미선 (2007). 사고양식, 성취목표지향성, 성취도, 연령, 성별 특성이 교과흥미에 미치는 영향 -중고

생의 과학교과를 대상으로-. *교육심리연구*, 21(3), 557-572.

윤미선, 김성일 (2004). 중고생의 학업성취 결정 요인으로서 사고양식, 학습동기, 교과흥미, 학습전략 간의 관계모형. *교육심리연구*, 18(2), 161-180.

이미경, 손원숙, 노연경 (2007). PISA 2006 결과 분석 연구: 과학적 소양, 읽기 소양, 수학적 소양 수준 및 배경변수 분석. 한국교육과정평가원 연구보고.

전경문, 서인호, 노태희 (2000). 화학 문제 해결력과 자아 효능감. *한국과학교육학회지*, 20(2), 215-220.

최경희, 신동희, 이향연 (2008). 과학교육에서의 성별 차이 현황과 해결 방안. *여성학논집*, 25(2), 117-158.

하민수, 차희영, 김수원, 이경화 (2007). 과학 관련 태도의 성차와 관련된 사회적 요인 분석. *한국과학교육학회지*, 27(7), 583-591.

Andrew, S. (1998). Self-efficacy as a predictor of academic performance in science. *Journal, of Advanced Nursing*, 27, 596-603.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The Moderator-Mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.

Britner, S. L., & Pajares, F. (2001). Self-efficacy beliefs, motivation, race, and gender in middle school science. *Journal of Woman and Minorities in Science and Engineering*, 7, 271-285.

Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Science*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

Corpus, J. H., McClintic-Gilbert, M. S., & Hayenga, A. O. (2009). Within-year changes in children's intrinsic extrinsic motivational orientations: Contextual predictors and academic outcomes. *Contemporary Educational Psychology*, 34(2), 154-166.

Gottfried, A. E. (1990). Academic Intrinsic Motivation in Young Elementary School

Children. *Journal of Educational Psychology*, 82(3), 525-538.

Gwilliam, L. R. & Betz, N. (2001). Validity of measures of math- and science-related self-efficacy for african americans and european americans. *Journal of Career Assessment*, 9(3), 261-281.

Glawer-Zikude, M., Marying, P., & von Rhoebeck, C. (2003). An investigation of the influence of emotional factors on learning physics interaction. *International Journal of Science Education*, 25(4), 489-507.

Greenfield, T. A. (1996). Gender, ethnicity, science achievement, and attitude. *Journal of Research in Science Teaching*, 33(8), 901-933.

Hancock, G. R. (1977). Structural equation modeling methods of hypothesis testing of latent variable means. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 30, 91-105.

Harter, S, Jackson, B. K. (1992). Trait vs. nontrait conceptualizations of intrinsic/extrinsic motivational orientation. *Motivation and emotion*, 16(3), 209-230.

Hong, S., Malik, M. L., and Lee, M. (2003). Testing Configural, Metric, Scalar, and Latent Mean Invariance Across Genders in Sociotropy and Autonomy Using a Non-Western Sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63(4), 636-654.

Kelly, A. (1986). The development of girl's and boy's attitude to science : a longitudinal study. *European Journal of Science Education*, 8(4), 399-412.

Kfir, D. (1988). Acievements and aspirations among boys and girls in high school: a comparison of two Israeli ethnic groups. *American Educational Research Journal*, 25, 213-236.

Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*, NY: Guilford.

Kupermintz, H. (2002). Affective and

conative factors as aptitude resources in high school science achievement. *Educational Assessment*, 8(2), 123-137.

Linn, M. C., Petersen, A. C., & Hyde, J. S. (1986). *The psychology of gender: Advances through meta-analysis*. The Johns Hopkins University Press.

OECD (2007). *PISA 2006: Science competencies for tomorrow's world*. Volume 1: Analysis.

Pintrich, P. R., & Schunk, D. H. (2002). *Motivation in education: Theory, research, and applications*. Merrill (Englewood Cliffs, N.J.).

Salovey, P., & Mayer, J. (1990). *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3),

1989-1990.

Schunk, D. H. (1985). Participation in goal setting : Effects on self-efficacy and skills of learning disabled children. *Journal of Special Education*, 19, 307-317.

Simpson, R. D., & Oliver, J. S. (1990). A Summary of major influences on attitude toward achievement in science among adolescent students. *Science Education*, 74, 1-18.

Sobel, M. E. (1982). Asymptotic intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhardt(Ed.), *Sociological Methodology* (pp. 290-312). San Francisco: Jossey-Bass.