

과학교과 흥미도의 종단적 변화와 그 영향요인

김경식 · 이현철*
경북대학교

The Impact Factors and Longitudinal Change of Interest on Scientific Subject

Kyung-Sik Kim · Hyun-Chul Lee*
Kyunpook National University

Abstract: This study analyzes the factors influencing interest on scientific subject and its change in Korean youth by using a sample from KEEP(Korea Education and Employment Panel 1-4) data. The results are as follows:

First, the interest on scientific subject of Korean youth show quadratic curve. Also, the interrelationship between intercept and slope of subject interest is $-.205$ but it is not statistically significant

Second, analysis of Latent Growth Models shows that self-esteem, academic achievement, school culture/climates and high school tracks are found to be a statistically significant factor on the intercept of subject interest

These findings indicate that the interest on scientific subject of the Korean youth show a quadratic curve and various factors such as self-esteem, academic achievement and school culture/climates are much more influential on it.

Key words: interest on scientific subject, change, Latent Growth Models(LGM)

I. 들어가며

수학 · 과학 성취도 국제비교연구(TIMSS)와 OECD 학업성취도 국제비교연구(PISA)에 따르면 우리나라 여학생의 수학 · 과학 학업성취도가 낮을뿐만 아니라 그 격차가 다른 나라에 비해 매우 크다(파이낸셜뉴스, 2004.10.30). 이는 여성들이 상대적으로 지위가 낮은 국가에서 수학과 과학의 성취에 대한 남녀 성차가 더욱 크다(Baker & Jones, 1993)는 주장과 일치한다. 하지만 교육과정평가원에서 실시한 국내 학업성취도 평가는 초등학교의 경우 전교과에서 여학생의 성적이 높았으며, 중고교의 경우 수학과 과학이 남학생이 다소 높긴 하지만 그외 교과는 여학생의 성적이 높았다(교육과정평가원, 2007). 그동안 남녀간 상당한 격차를 보이던 수학 · 과학 성적 차이가 많이 줄어든 것은 이러한 차이를 줄이려는 여러 노력의 결과라 할 수 있을 것이다.

하지만 우리나라에서는 연간 5만여명의 중 · 고등 학생들이 중도에 학교를 그만둔다. 이른바 학업중단

청소년이라 일컫는 이들이 학교를 그만두는 주된 이유는 ‘교과에 대한 흥미 상실’과 ‘학교 부적응’으로 보고되고 있다(한겨레, 2008.8.24). 또한 학교에서 중도에 탈락하지 않는 학생들의 경우도 흥미로운 보고가 이루어졌는데 국제협력개발기구(OECD)가 2000년 치른 ‘학업성취도 국제비교(PISA)’에서 한국 학생들의 읽기 · 수학 · 과학 실력은 OECD 20개 국가 중 각각 6위와 2위였으며 본 연구가 관심을 가지고 있는 과학의 경우 1위였다. 하지만 해당 교과목에 대한 흥미도, 즉 ‘해당 교과와 관련된 것을 읽는 것을 좋아한다,’ ‘해당 교과 수업 시간이 기다려진다,’ ‘나는 해당 교과를 좋아하기 때문에 한다,’ ‘해당 교과에서 배우는 것들에 대해 흥미가 있다’는 문항에 대해 한국 학생들은 대체로 “아니다”라고 답을 함으로써 하위권이였다(국정브리핑 정책자료, naver.com 2009.1.22 검색). 즉, 한국의 청소년들의 경우 특정 교과목에 흥미가 없으면서도 문제 풀이에 관해서라면 우수한 학업성취를 보이는 매우 역설적인 현상을 띄고 있다는 것이다.

*교신저자: 이현철(hyunchul@knu.ac.kr)

**2009년 05월 04일 접수, 2009년 06월 12일 수정원고 접수, 2009년 06월 13일 채택

***이 논문은 2009년 2월 24일 서울대학교에서 개최된 제4회 한국교육고용패널 학술대회 시 발표한 것을 수정 · 보완한 것이다.

이러한 맥락에서 우리나라의 교사 및 교육전문가들에게 요구되는 것은 학생들에게 나타나는 학업성취와 관련된 인지적인 측면의 강조 뿐 아니라 학생들의 다양한 능력과 동기, 그리고 흥미와 같은 속성을 고려하여 적절한 교수법을 진행하고, 학생들의 다양한 욕구와 필요를 장기적인 관점에서 양육해 나가야 할 필요성을 강하게 시사하고 있는 것이다. 이를 좀 더 구체적으로 본 연구에서 관심을 가지고 있는 흥미도에 한하여 고려해본다면, 특정 교과에 대한 흥미와 관심을 보이는 학생들에게는 해당 교과목에서의 학생들의 높은 성취가 기대되고 나아가 해당 교과와 관련된 다양한 삶의 현장에서의 호감도가 증진되기 때문에 더욱 더 적절한 교수방법을 적용하여 학생들의 욕구를 충족시켜줄 필요성이 있는 것이다.

그러나 이러한 교과에 대한 흥미와 관심의 경우 학업성취와 같은 대표적인 종속변수에 대한 독립변수뿐만 아니라 학생들의 흥미와 관심의 영역은 많은 연구자들로부터 그 의미가 축소되어 연구가 이루어져 왔다는 지적이 보고되고 있다. 대표적으로 윤미선(2007)의 경우, 학업성취에 대한 교과 흥미의 영향력을 고려할 때 이제는 교과 흥미에 대한 연구는 학업성취도라는 종속변인에 대한 독립변인으로서의 흥미의 영향력 탐색을 넘어 교과 흥미를 종속 변인으로 고려하여 교과 학습 상황에서의 흥미를 증진시킬 수 있는 개인차 변인을 탐색함으로써 학교학습의 효과를 높이는 데 기여해야 한다는 것이다.

학습자 특성인 내재적 요인으로는 지적능력, 적성, 선행학습 등과 같은 인지적 요인과 학습동기, 흥미, 태도, 자아개념, 성격특성 등과 같은 정의적 특성이 있다. 학습자가 어떤 학습과제를 효과적으로 학습하기 위해서는 그 과제에 대한 흥미와 함께 적절한 의욕이 필요하고 그것을 지속시키는 내재적 동기 유발 요소가 필요하다.

가정에서 부모의 지원과 관여는 학생들의 수학과 과학 등 교육과정의 선택에 영향을 주며(Tocci & Engelhard, 1990: 280), 부모의 사회경제적 지위는 자녀의 학교 교육과정의 선택에 관리자 역할을 수행한다(Muller, 1998). 또한 부모의 교육수준과 역할은 학생의 과제 수행에 영향을 주며(McDill & Nariello, 1986), 부모의 양육태도는 학습자의 동기체제에 영향을 주고(Ginsburg & Bronstein, 1993; Gottfried et al., 1994; Gonzalez-DeHass et al., 2005), 가

정 내 사회적자본이 학업성취에 영향을 준다(김경근, 2000; 이정선, 2001; 안우환·김경식, 2003; 안우환, 2004; 이정원, 2007; 백병부·김경근, 2007; Coleman, 1987, 1988; Lauglo, 2000; Dika & Singh, 2002; Zick et al., 2001)는 이러한 연구들은 학습자의 정의적 특성에 대한 가정 관련 변인의 영향을 엿볼 수 있다.

학교 관련 변인은 학습과제, 교사, 학교와 학급의 풍토나 물리적 환경 등이 해당한다. 학생들의 과제 수행과 학습태도에 영향을 주는 주요한 요인이 교사는 것(강효숙, 1991; 전관홍, 1992; McDill & Nariello, 1986)에서 알 수 있듯이 수업준비를 잘하고 교수학습에 열중하는 교사들은 학생들의 학습동기를 유발함은 물론이고 교실붕괴를 예방할 수 있으며(김경식, 2005), 그동안 학업성취에 대한 가정과 학교의 상대적인 영향력과 관련하여 학생들의 귀속적 특성을 인정하면서도 인간-환경 상호작용 테두리 안에서 사회심리적 환경이 더 강력한 변수로 작용한다(Moos, 1973)는 주장에서 보듯이 학교나 학급의 긍정적인 학습풍토는 인지적인 학업성취뿐만 아니라 정의적인 학업성취에 영향을 준다(국내외 관련 논문 김경식, 1994, 1999 참고).

성취도 국제비교에서는 여전히 여학생이 낮은 점수를 보이지만 국내 성취도평가에서는 남녀 격차가 현저히 줄어들거나 오히려 역전되는 여풍(女風) 현상이 두드러지고 있는 시점에서, 현상적으로 일부 학생들은 특정교과에 흥미를 느끼고 있고, 또는 특정 교과에 대해 전혀 흥미를 느끼지 못한다고 할 때 남녀 학생들의 과학교과 흥미도는 어떠한 패턴으로 변화하고 있고, 그러한 결과에 영향을 주는 요인들은 무엇이며, 해당 요인의 실증적인 영향력을 밝혀낼 수만 있다면 학생들의 흥미도 개선을 위한 귀한 기초자료를 제공할 수 있으리라 판단된다. 이에 본 연구는 한국교육고용패널(KEEP: Korean Education & Employment Panel) 자료를 활용하여, 청소년들의 교과 흥미도 특별히 과학교과 흥미도의 변화와 영향요인을 분석하여 전술한 내용에 대한 학문적 기여를 하고자 한다.

II. 연구방법

1. 연구대상 및 분석자료

본 연구는 한국교육고용패널(KEEP: Korean Education & Employment Panel) 자료를 활용하여 수행되었다. 한국교육고용패널자료는 한국직업능력개발원에서 2004년도부터 전국 중학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년, 실업계 고등학교 3학년 각각 2,000명과 학교 행정가 및 교사 그리고 가구 등을 종단적으로 조사하고 있다.

청소년들의 교과흥미도 특별히 과학교과의 흥미도의 종단적 변화와 영향요인을 분석하기 위하여 중학교를 졸업하고 고교 진학 및 계열이 구분되는 시점인 2차년도 조사에 성공한 1,778명 중 고등학교에 진학한 1,764명(인문 1,287명/전문 477명)을 최종 분석대상으로 설정하였다. 본 연구는 결측 자료로 인해 각 변수에 따라 사례수가 다르게 측정되었으며, 연구대상자의 주요 배경변인별 분포는 <표 1>과 같다.

2. 연구 모형 및 변수

본 연구에서는 과학에 대한 교과 흥미도의 변화와 그 변화에 영향을 주는 요인을 분석하기 위해 종단적인 자료의 관련성을 살펴볼 수 있는 잠재성장모형

(Latent Growth Model)을 적용하였다.¹⁾ 본 연구의 기본적인 잠재성장모형 수식은 다음 <그림 1>과 같이 나타낼 수 있다.

반복 측정된 변수 Y 에 대하여 α 는 개인의 초기값을 나타내는 수치고, λt 는 시간단위의 기본 수치이며, β 는 변화율 즉 시간의 변화에 따른 개인의 변화 정도이다. 그리고 ϵt 는 각 시점의 관찰 되지 않은 측정 오류를 나타낸다. 이를 바탕으로 본 연구에서 설정한 과학교과 흥미도 변화 측정 연구 모형으로 설정한 잠재성장모형은 <그림 2>와 같다.

설정된 연구 모형에 투입되는 학생의 개인, 가정, 학교 수준의 변수들 살펴보면 먼저 개인 수준 변인으로는 성별 그리고 자아관과 관련된 문항으로 '내가 무엇을 잘하는지 인지, 내가 무엇을 좋아하는지 인지, 무엇이 중요한지 인지, 결정사항 인지' 문항으로 개인 내재적 변인을 설정하였고 문항 신뢰도는 .601, 사례수는 1,760 이다. 다음으로 가정 수준 변인으로는 부학력과 월평균 소득, 사회적 자본 변수를 설정하였으며, 부학력은 미취학·무학에서 중·고·대, 대학원(석·박사)으로 구분하여 각 과정 별 교육연한으로 변환하여 사용하였으며, 가정의 월평균 소득은 무응답

표 1 연구대상

변인유목		빈도(명, %)	계(명, %)
성 별	남학생	868(49.2)	1,764 (100)
	여학생	896(50.8)	
부학력	미취학·무학	60(3.4)	1,756 (100)
	초등학교	116(6.6)	
	중학교	219(12.5)	
	고등학교	874(49.8)	
	대학교(전문대포함)	429(24.4)	
	대학원(석·박사)	58(3.3)	
월평균 소득	100만원 이하	147(9.3)	1,576 (100)
	100-200 만원	657(41.7)	
	200-300 만원	453(28.7)	
	300-400 만원	166(10.5)	
	400 만원 이상	153(9.7)	
학교 계열	인문계열	1,287(73)	1,764 (100)
	전문계열	477(27)	

1) 잠재성장모형을 적용하면 시간의 변화에 따른 종단적인 개인의 변화와 차이를 분석할 수 있으며, 설정된 변인의 초기값과 변화율에 영향을 미치는 다양한 수준의 요인에 대하여 실증적으로 분석할 수가 있다(이기봉·박일혁, 2001; Bollen & Curran, 2006).

[기본 수식: $Y_t = \alpha + \lambda_t\beta + \varepsilon_t$]

1차년도: $Y_{t1} = \alpha + \lambda_{t0}\beta + \varepsilon_{t1}$

2차년도: $Y_{t2} = \alpha + \lambda_{t1}\beta + \varepsilon_{t2}$

3차년도: $Y_{t3} = \alpha + \lambda_{t2}\beta + \varepsilon_{t3}$

4차년도: $Y_{t4} = \alpha + \lambda_{t3}\beta + \varepsilon_{t4}$

그림 1 잠재성장모형 수식

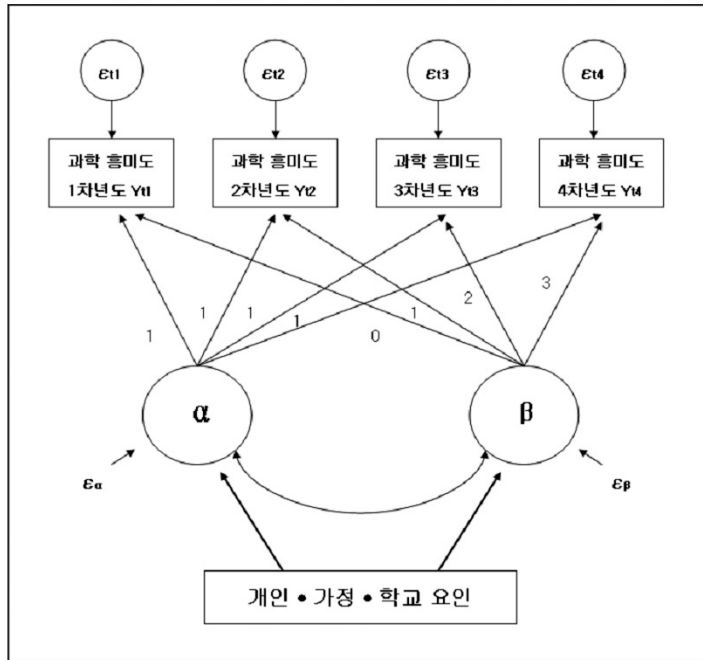


그림 2 연구 모형

을 제외하고 학생들이 응답한 자료를 활용하였다(Log 값 변화). 그리고 사회적 자본 변인은 아버지와 어머니 각각의 ‘대화정도, 성적관심, 친구인지, 친구 부모 인지’ 문항을 활용하였으며 문항 신뢰도는 .736, 사례수는 1,664 이다.

다음으로 학교 수준 변수들은 한국교육고용패널조사가 2004년도부터 현재까지 4차년간 진행됨에 따라 연구대상 학생들의 고교 진학 유형에도 차이가 발생하였다. 기본적으로 인문계열과 전문계열(실업계)로 구분되어 진학함에 따라 인문계열 학생들과 전문계열 학생들로 분류하였으며, 학업성취 요인과 학교생활 및 풍토 변수들을 활용하였다. 학생들의 학업성취는 주요 5개 과목 즉 국어, 영어, 수학, 사회, 과학 영역에 대한 학생들이 지각한 성취 정도를 활용 하였으며

문항 신뢰도는 .686, 사례수는 1,760이다. 학교 생활 및 풍토 변인은 ‘학교생활 전반 만족도, 수업시간의 흥미도, 학생들의 의사 반영, 학교의 공부할 분위기 형성’의 문항으로 구성하였으며 문항 신뢰도 .639, 사례수는 1,760이다. 마지막으로 본 연구에서 검증하고자 하는 종속변인인 교과 흥미도, 특별히 과학영역 변수의 경우, 학생들이 1-4차년도에 각각 응답한 ‘과학 영역에 흥미가 있다’를 활용하였다.

Ⅲ. 연구 결과 및 논의

1. 분석결과

가. 상관관계 및 기술통계량

표 2 변수와 변수 특성

변수		특성
개인	성별	남자(=1)/여자
	자아관	자아인지 4문항(적성, 흥미, 가치, 결단)
가정	SES	부학력 미취학·무학, 초·중·고, 대학교(전문대 포함), 대학원 교육연한
	월평균 소득	200만원 이하, 200-300만원, 300-400만원, 500만원이상, (Log값)
	사회적 자본	부모관여 4문항(대화정도, 성적관심, 친구인지, 친구부모인지)
학교	학업성취	주요 과목 학업성취 정도
	학교생활 및 풍토	학교생활, 수업시간, 의사반영, 학습 분위기
	진학계열	인문계열/전문계열(=1)
	교과 흥미도:(과학 영역)	1-4차년 교과 흥미도 문항

표 3 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	
성별	1																						
자아1	.005	1																					
자아2	-.014	.610**	1																				
자아3	-.003	.453**	.486**	1																			
자아4	.004	.317**	.28**	.352**	1																		
부학력	-.009	.012	-.010	.044	-.052*	1																	
소득	.007	.034	-.011	.022	.001	.348**	1																
SC1	-.001	.024	-.008	.016	-.036	.137**	.060*	1															
SC2	-.002	.016	.002	.000	-.003	.266**	.234**	.222**	1														
SC3	.005	-.010	-.038	-.031	-.020	.135**	.146**	.265**	.378**	1													
SC4	.037	-.027	-.043	-.035	-.046	.074**	.103**	.225**	.216**	.439**	1												
SC5	.005	-.032	-.042	-.026	-.022	.178**	.130**	.243**	.343**	.441**	.322**	1											
학업1	.008	.186**	.114**	.171**	.103**	-.003	-.036	-.001	.013	.015	-.009	-.037	1										
학업2	-.020	.109**	.047**	.116**	.110**	-.018	-.009	-.023	.051**	-.004	-.046	-.020	.238**	1									
학업3	-.002	.211**	.158**	.184**	.164**	.007	-.025	-.010	.050**	.023	.010	.003	.347**	.381**	1								
학업4	-.035	.181**	.100**	.146**	.143**	.001	.007	-.011	.045	.034	.014	-.013	.349**	.497**	.324**	1							
학업5	-.002	.178**	.132**	.187**	.134**	.005	-.026	-.025	.049*	.024	.003	.015	.425**	.250**	.348**	.418**	1						
학교1	-.021	.188**	.163**	.142**	.133**	-.003	.011	-.029	.032	.009	.008	.000	.105**	.159**	.188**	.162**	.140**	1					
학교2	-.021	.190**	.182**	.178**	.122**	-.019	.005	-.023	.040	.000	-.026	-.016	.193**	.189**	.216**	.198**	.219**	.459**	1				
학교3	-.014	.063**	.061**	.052*	.038	-.022	-.037	-.048*	-.039	-.046	-.067**	-.052*	.031	.054**	.074**	.068**	.054*	.309**	.300**	1			
학교4	-.024	.133**	.103**	.066**	.082**	-.015	-.029	-.035	.004	.001	-.032	-.058*	.017	.070**	.036	.075**	.044	.273**	.255	.248**	1		
진학	.039	-.037	-.043	-.049*	-.018	-.010	-.034	-.037	-.019	-.014	-.042	-.023	.006	.035	-.018	.010	.004	.017	.006	-.039	.013	1	

**p<.001, *p<.05

각 변수들의 상관관계와 기술통계치를 제시하면 다음 <표 3>, <표 4>와 같다. 1차년도에서부터 4차년도까지의 교과 흥미도 변인의 평균을 통해 청소년들의 교과 흥미도가 4년간 지속적으로 변화하고 있음을 알

수 있다. 상관관계와 기술통계 분석의 경우 SPSS 12.0 프로그램을 활용하였으며, 잠재성장모형 분석은 AMOS 7.0 프로그램을 활용하였다.

표 4 기술통계

	N	평균	왜도	첨도
성별	1764	.49	.032	-2.001
자아1	1760	3.25	-.045	-.484
자아2	1760	3.63	-.451	-.159
자아3	1760	3.46	-.126	-.313
자아4	1760	3.07	.126	-.166
부학력	1756	12.07	-.238	1.730
소득	1576	5.41	-.203	1.270
SC1	1760	2.76	.484	-.179
SC2	1760	4.12	-.693	1.002
SC3	1760	3.64	-.503	.340
SC4	1760	2.74	.250	-.585
SC5	1760	3.50	-.355	-.030
학업1	1760	2.95	-.019	.254
학업2	1760	2.73	.126	-.736
학업3	1760	2.67	.226	-.503
학업4	1760	2.69	.141	-.266
학업5	1759	2.89	.152	-.463
학교1	1760	3.49	-.380	.649
학교2	1760	3.25	-.145	.690
학교3	1760	2.89	-.140	-.045
학교4	1760	2.92	-.052	.197
진학	1764	.27	1.035	-.930
1차년도 과학흥미	2000	3.06	-.073	-.680
2차년도 과학흥미	1283	3.08	-.093	-.795
3차년도 과학흥미	1233	2.97	-.115	-1.017
4차년도 과학흥미	1219 ²⁾	2.90	-.087	-1.125

나. 교과 흥미도 변화 함수

1차년도에서부터 4차년도까지 교과 흥미도 변화 패턴을 바탕으로(〈표 4〉 기술통계 참고) 각 변인에 대한 무 변화모형, 선형 변화모형, 이차곡선변화모형의 잠재성장모형을 적용하면 다음 〈그림3〉과 같다.

설정한 무 변화모형, 선형 변화모형 그리고 이차곡선 변화모형의 적합도는 〈표 5〉와 같이 제시 할 수 있

다. 먼저 무변화 모형은 흥미도가 4년간 변화가 없다고 가정한 모형으로 기타 모형에 비해 χ^2 값이 크고, 표준적합지수 NFI(Normed Fit Index), 비교적합지수 CFI(Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)³⁾가 모두 낮아 적절한 모형으로 보기 어려운 것으로 나타났다. 또한 과학흥미도 변인의 평균값(〈표 4〉)이 4년간 지속적으로 변화하는 패턴을 보여주고 있으므로 4년간 변

2) 한국교육고용패널에서는 4차년도 시점에서 "신규패널들"을 추가하였으나, 본 연구에서는 종단적인 연구를 위해 추가된 신규패널들을 분석에 포함시키지 않았다.
 3) NFI와 CFI의 경우 1에 근접 할수록 양호한 모형으로 판단하였으며, RMSEA의 경우 0에 가까울수록 적합한 모형으로 설정하였으며, 특별히 08이하의 경우를 활용하였다.

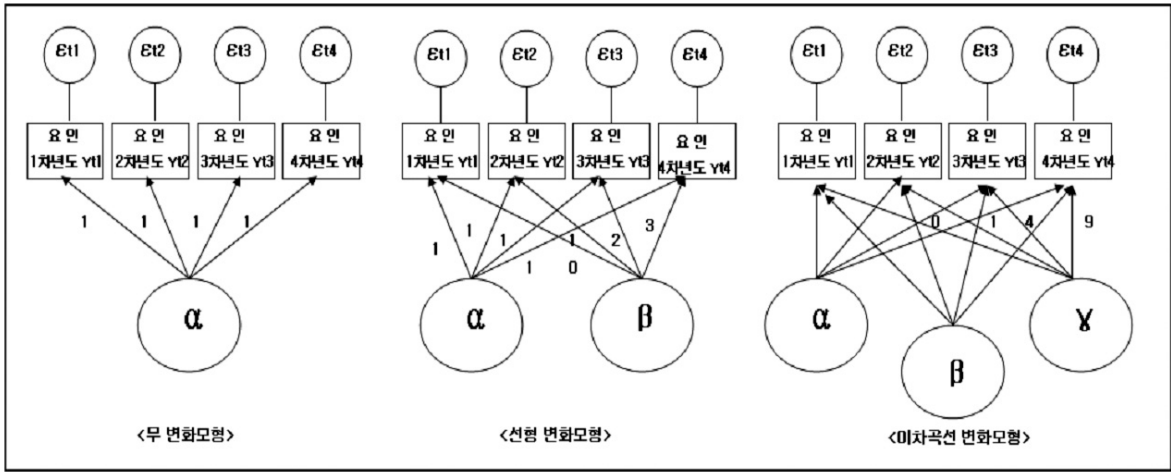


그림 3 무변화, 선형변화, 이차곡선 변화모형

표 5 잠재성장모형 적합도 지표

모형	$\chi^2(df)$	NFI	CFI	RMSEA
무 변화모형	2298.178(8)	.805	.805	.357
선형 변화모형	10,258(5)	.999	1.000	.023
이차곡선 변화 모형	1.383(1)	1.000	1.000	.014

표 6 과학교과 흥미도 잠재성장모형 추정치

	항목	평균	표준오차	변량	초기치- 변화율 상관	변화율- 이차곡선 상관	초기치- 이차곡선 상관
교과 흥미도	초기치	2.068**	.025	.128			
	변화율	.019	.048	.471	-.205	-.138	.054
	이차곡선	-.026	.016	.040			

**p<.001

화가 없다고 가정하는 무 변화모형보다는 각 측정 시점 간의 변화를 가정한 변화모형들을 살펴볼 필요성이 있다.

선형 변화모형의 경우는 교과 흥미도가 4년간 선형적으로 변화하는 것을 가정한 모형으로서 동일한 측정간격을 통해 교과 흥미도 변수의 선형적인 변화를 살펴보는 모형이다. 선형 변화모형의 분석결과를 살펴보면 χ^2 값이 10.258로 작고, 모형의 적합도 또한 양호하여 무 변화모형에 비해 교과 흥미도의 변화 패턴에 적합한 모형으로 판단할 수 있다. 또한 이차곡선 변화 모형의 경우도 선형변화모형과 마찬가지로 적합

한 모형으로 판단할 수 있음을 <표 5>에서 볼 수 있다. 그러나 이 두 모형 중 실제 과학교과 흥미도 평균을 통해서 볼 때 선형적인 변화보다는 이차곡선적인 변화가 더욱 근접하고 있어 최종 모형으로 이차곡선 변화 모형을 선정하였다.

적합한 모형으로 설정된 이차곡선 변화모형의 초기값, 변화율, 이차곡선요인을 살펴보면 다음 <표 6>과 같다. 초기치의 평균은 2.068(p<.001)로 나타났으며, 변화율의 평균은 .019로 나타났으나 통계적으로는 무의미하였다. 그리고 이차곡선의 평균도 -.026으로 나타났으나 역시 통계적으로 무의미하였다.

또한 초기치와 변화율의 상관이 $-.205$ 로 통계적으로 무의미하지만 부적으로 나타나고 있어 1차년도와 과학교과 흥미도 요인의 크기가 높을수록 교과 흥미도 관련 요인의 변화폭이 느리게 진행되고 있음을 조심스럽게 추측할 수 있다.

다. 교과 흥미도에 영향을 주는 요인

한국 청소년들의 과학에 대한 흥미도가 변화하고 있으며, 그 변화의 패턴은 이차곡선적인 변화를 보이고 있음을 확인하였다. 다음으로 이러한 교과 흥미도(과학)에 영향을 주는 변인은 무엇인지를 분석하고자 한다. 과학교과 흥미도에 영향을 미치는 변수를 투입한 결과는 <표 7>과 같으며, 교과 흥미도 변화의 초기치와 변화율에 영향을 미치는 변수로 투입된 자료는 1차년도 패널 자료를 중심으로 투입하였다.

교과 흥미도의 경우 자아관, 학업성취, 학교생활 및 풍토, 진학계열에 영향을 받는 것으로 나타났다. 먼저 개인 수준 변수로서 자아관은 과학교과 흥미도의 초기치에 $.123(p<.001)$ 으로 영향을 주고 있어 학생 스스로에 대한 적성과 흥미 그리고 가치 결단력은 과학 영역의 흥미, 특별히 초기 시점의 흥미도에 주요한 영향을 주고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 자아관은 과학교과 흥미도의 변화율에도 $-.141(p<.05)$ 로 부적 영향력을 행사하고 있는데, 1차년도에 자아관 높았던

학생들은 시간 경과에 따라 과학교과 흥미도 요인의 변화폭 속도를 감소시키고 있으며, 초기의 자아관이 낮았던 학생들의 경우 과학교과 흥미도의 요인의 변화폭의 속도가 빨라지는 것을 알 수 있다. 이는 과학교과 흥미도의 실제 평균이 감소하고 있는 맥락 속에서 자아관이 긍정적인 학생들이 과학교과 흥미도 감소폭이 떨어지고 있음을 보여주는 것이다.

한편 그동안 과학교과에 대한 국제성취도 비교에서 남학생이 두드러진다는 결과나 국내의 교육과정평가원이 주관한 과학성취도 비교에서 차이가 없다는 결과를 고려하여 본 연구에서 관심을 가지고 분석한 과학교과 흥미도에 대한 남녀 성별인은 예상과는 달리 통계적으로 무의미하였다. 실제 1-4차년도의 과학교과 흥미도에 대한 남녀 성차이를 분석한 결과에서도 2차년도만 남학생이 높았고 그외는 통계적으로 차이가 나타나지 않았다(<표 8> 참고).

이러한 결과는 여학생은 언어와 관련된 교과를 선호하는 반면 과학교과를 기피하고 그에 따라 자연스럽게 학업성취가 저조한 것으로 보고된 일련의 연구들⁵⁾(곽윤숙, 1992; 오옥환, 1996; 유명미, 2004)과는 상반되는 결과로서 과연 과학교과에 대한 여학생들의 기피현상이 실제하는가에 대한 질문과 나아가 성별에 따른 특정 교과목의 인식 차이에 대한 심도있는 재검증이 요구된다고 할 수 있다.

가정 요인으로 설정된 가정의 사회·경제적인 배경

표 7 과학 흥미도 영향 요인

요 인	초기치	변화율	이차곡선	
성별	.032	.037	-.037	
자아관	.123**	-.141**	.083	
SES	.050	-.101	.082	
사회적 자본	-.009	.034	-.032	
학업성취	1.019**	-.845**	.566**	
학교생활 및 풍토	.183**	-.116*	.088	
진학계열 ⁴⁾	/	.460**	.840**	
적합도	$\chi^2(df)$	NFI	CFI	RMSEA
	1479.035(282)	.987	.989	.046

* $p<.05$ ** $p<.001$

4) 진학계열의 경우 2차년도 이후부터 결정되어짐으로 학생들의 초기치에는 시간의 순서상 인과관계가 설정되어질 수 없으므로 경로가 설정되어 지지 않았다.
 5) 이러한 연구들의 경우 학교에서 가르쳐지는 과학의 경우 매우 남성중심적이라고 주장하고 있는데 이러한 이유로서 첫째, 과학을 연구하는 사람, 가르치는 사람, 그리고 과학자로 인정되는 사람의 수에 있어 남성이 절대적으로 많으며, 둘째, 과학교과의 제시방법, 사례, 적용 등이 남성중심적이며, 셋째, 학급에서의 행동과 상호작용이 남성중심적이고 마지막으로 평소 과학적이라고 일컬어지는 사고의 방법이 근본적으로 남성의 세계관을 의미한다고 지적한다(Kelly, 1985; 유명미, 2004 재인용)

표 8 과학교과 흥미도의 성차이 비교

	성별	평균	표준편차	T값
1차년도 과학흥미도	남자	3.06	1.134	-.259
	여자	3.08	1.084	
2차년도 과학흥미도	남자	3.17	1.108	2.66*
	여자	3.00	1.101	
3차년도 과학흥미도	남자	2.97	1.251	-.094
	여자	2.98	1.181	
4차년도 과학흥미도	남자	2.94	1.248	.903
	여자	2.87	1.228	

* $p < .05$

(socio-economic status: SES)과 사회적 자본의 경우 예상과는 달리 학생들의 과학 영역 흥미도에 영향을 주고 있지 않았는데, 이는 과학교과 흥미도가 학생 개인의 선호와 밀접하게 관련이 있으며, 개인 내재적 요인에 많은 영향을 받고 있음을 고려할 때 이해될 수 있는 부분이다.

다음으로 과학교과 흥미도 변수에 대한 학교요인인 학업성취, 학교생활 및 풍토, 진학계열의 영향력을 살펴보면 학업성취의 경우 과학교과 흥미도의 초기치, 변화율, 이차곡선 요인 모두에 각각 1.019($p < .001$), $-.845$ ($p < .001$), $.566$ ($p < .001$)의 영향력을 주고 있어 과학교과 흥미도 결정에 주요한 변수임이 확인되었다. 즉, 주요 교과목에 대한 학업성취가 우수한 학생일수록 과학 영역에 대한 흥미도가 높으며, 그 흥미도 감소에 있어서도 학업성취가 낮은 학생들보다 천천히 감소한다는 것이다. 이는 상식적으로 예상될 수 있는 우수 학생의 교과 흥미도와와의 관계를 실증적으로 확인한 것이라 볼 수 있다. 또한 학교생활 및 풍토의 경우 학생들의 과학교과 흥미도의 영향을 주고 있었는데 초기치에 $.183$ ($p < .001$)로 영향을 주고 있으며 변화율에도 $-.116$ ($p < .05$)로 영향을 주고 있었다. 이는 학교생활, 수업시간, 의사반영, 학습 분위기 등의 학교 생활이 학생들의 과학 흥미도의 초기치에 영향을 주고 있는 것이며, 그 변화에도 주요하게 작용하고 있음을 알 수 있다. 이러한 맥락은 학생들의 학교 생활을 개선하고 그 만족도를 높인다면 학생들이 기피하는 과학교과에 대한 흥미도를 증진시킬 수 있음도 시사하는 것이다. 마지막으로 학생들의 진학계열도 학생들의 교과 흥미도의 변화에 통계적으로 영향력을 행사하고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 더미변수인 진학

계열의 경우(전문계열이 기준)의 경우 과학 흥미도의 변화에 정적으로 영향을 주고 있어 전문계열이 흥미도 변화의 폭을 급속하게 진행되고 있음을 알 수 있다.

IV. 나가며

본 연구는 한국교육고용패널(KEEP: Korean Education & Employment Panel) 자료를 활용하여, 청소년들의 교과 흥미도 특별히 과학교과 흥미도의 변화와 영향요인을 분석하고자 하였다. 잠재성장모형을 적용하여 종단적인 변화를 살펴본 결과 한국 청소년들의 경우 과학교과 흥미도에 있어 이차곡선 변화를 보이고 있었으며, 해당 모형의 초기값, 변화율, 이차곡선요인을 살펴보면 초기치의 평균은 실제 자료(2.071, $p < .001$)의 평균과 유사하게 나타났으며, 변화율의 평균은 부적으로($-.021$) 나타났으나 통계적으로는 무의미하였다. 그리고 초기치의 평균도 부적으로($-.003$) 나타났으나 역시 통계적으로 무의미하였다. 그리고 초기치와 변화율의 상관관계가 통계적으로 무의미하지만 부적으로 나타나고 있어 1차년도의 과학교과 흥미도 요인의 크기가 높을수록 교과 흥미도 관련 요인의 증가 폭이 느리게 진행되고 있음을 조심스럽게 추측할 수 있다. 또한 이러한 교과교과 흥미도의 변화에 영향을 주는 요인 살펴보면 자아관, 학업성취, 학교생활 및 풍토 그리고 진학계열이 주요하게 영향을 주는 것으로 나타났는데 자아관은 과학교과 흥미도의 초기치와 변화율에 영향을 주고 있었으며 본 연구에서 관심을 가진 성별의 경우 과학 흥미도에 있어 주목할 만한 결과 즉, 과학 흥미도의 성별 차이의 통계적 유의미성을 보여주지 않았다. 또한 학업성취의

경우 과학교과 흥미도의 초기치, 변화율, 이차곡선 요인 모두에 영향력을 주고 있었으며, 학교생활 및 풍토의 경우 학생들의 과학교과 흥미도의 초기치와 변화율에 영향을 주고 있었다. 그리고 학생들의 진학계열도 학생들의 교과 흥미도의 변화에 통계적으로 영향력을 행사하고 있음을 확인할 수 있다.

참고 문헌

- 강효숙(1991). 아동이 지각한 교사행동과 자아개념 및 학습태도와의 관계 연구. 숙명여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 곽윤숙(1992). 일반계 고등학교 여학생의 교육과정 계열 선택에 관한 연구. 이화여자대학교 대학원 박사학위논문.
- 교육과정평가원(2007). 2006 국가수준 학업성취도 평가지표 -고등학교 -(ORM 2007-19-3).
- 교육과정평가원(2007). 2006 국가수준 학업성취도 평가지표 -중학교 -(ORM 2007-19-2).
- 교육과정평가원(2007). 2006 국가수준 학업성취도 평가지표 -초등학교 -(ORM 2007-19-2).
- 국정브리핑정책자료. naver.com 2009.1.22 출력
- 김경근(2000). 가족 내 사회적 자본과 아동의 학업성취. *교육사회학연구*, 10(1), 21-40.
- 김경식(1994). 학생이 지각한 선호-실제 학급풍토와 학업성취와의 관계. 경북대학교 대학원 박사학위논문.
- 김경식(1999). 한국의 학급풍토 연구의 동향. *교육사회학연구*, 9(2), 1-30.
- 김경식(2005). 예비교사들의 눈에 비춰진 교실붕괴 현상. *중등교육연구*, 53(2), 115-136.
- 백병부 · 김경근(2007). 학업성취와 경제자본, 사회자본, 문화자본의 구조적 관계. *교육사회학연구*, 17(3), 101-129.
- 안우환(2004). 가족 내 사회적 자본과 학업성취와의 관계. 경북대학교 대학원 박사학위논문.
- 오옥환(1996). 미국과 영국의 교육사회학에서의 여성 연구: 1980-1986. *학교교육과 불평등*. 서울: 교육과학사.
- 유영미(2004). 과학교과서에 내재된 성별 지배이데올로기 분석. *교육사회학연구*, 14(1), 39-67.
- 윤미선(2007). 2요인 중다목표관점에 의한 성취목표 지향성과 성별에 따른 중고생의 과학교과 흥미. *교육방법연구*, 19(1), 1-19.
- 이기봉 · 박일혁(2001). 종단적 운동수행력의 변화 분석: 잠재성장모형의 이용. *한국체육학회지*, 40(2), 885-897.
- 이정선(2001). 초등학교에 있어서 학업성공과 사회자본의 관계: 문화기술적 연구. *교육인류학연구*, 4(3), 253-288.
- 이정원(2007). 가정의 사회적 자본이 자아존중감과 학업성취에 미치는 영향. 경북대학교 대학원 석사학위논문.
- 전관홍(1992). 교사에 대한 학생의 지각과 학습태도 및 학업성취와의 관계 연구. 한국교원대학교 대학원 석사학위논문.
- 파이낸셜뉴스(2004). 여자가 공부 잘한다는 건 언론이 띄어준 허풍. 2004. 10. 30.
- 한겨레. '학교 밖 10대' 에게도 꿈꿀 기회를 주자. 2008.8.24일자. 2009.1.22 출력.
- Baker, D. P. & Jones, D. P. (1993). Creating gender equity: Cross-national gender stratification and mathematical performances. *Sociology of Education*, 66(2), 91-103.
- Bollen, K. A., & Curran, P. J. (2006). *Latent curve models*. WILEY, John Wiley & Sons, Inc.
- Coleman, J. S. & Hoffer, T. B. (1987). *Public and private schools: The impact of Communities*. Basic, New York.
- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology* 94. supplement 95, S95-S120. Social Capital Theory.
- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94, 95-120.
- Dika, S. L. & Singh, K. (2002). Applications of social capital in educational literature: A critical synthesis. *Review of Educational Research*, 72, 31-60.
- Ginsburg, G. S. & Bronstein, P. (1993). Family factor related to children's intrinsic/extrinsic motivation orientation and

- academic performance. *Child Development*, 64, 1461-1474.
- Gonzalez-DeHass, A. R., Williams, P. P. & Doan Holbein, M. F. (2005). Examining the relationship between parental and student motivation. *Educational Psychology Review*, 17(2), 99-123.
- Gottfried, A. E. & Fleming, J. S. (1994). Role of parental motivational practices in children's academic intrinsic motivation and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 86(1), 104-113.
- McDill, E. L. & Nariello, G. (1986). Performance standards, student effort on homework, and achievement. *Sociology of Education*, 59, 18-31.
- Moos, R. H. (1973). Conceptualizations of human environments. *American Psychologists* 652-665.
- Tocci, C. M. & Engelhard, G. Jr. (1990). Achievement parental support, and gender differences in attitudes toward mathematics. *Journal of Educational Research*, Vol. 84(5), May/June
- Zak, P. J. & Knack, S. (2001). Trust and growth. *Economic Journal*, 111, 295-321.

국문 요약

본 연구의 목적은 한국교육고용패널(KEEP: Korean Education & Employment Panel) 자료를 활용하여 한국 청소년들의 과학교과 흥미도의 종단적인 변화와 그 영향요인을 분석하고자 한다. 이를 위해 시간의 변화에 따른 종단적인 개인의 변화와 차이를 분석할 수 있는 잠재성장모형(LGM)을 적용하였다.

연구의 결과는 먼저 한국 청소년들의 과학에 대한 흥미도가 변화하고 있으며, 그 변화의 패턴은 이차곡선적인 변화를 보이고 있음을 확인하였다. 그리고 그러한 과학교과 흥미도의 초기치와 변화율의 상관성이 부적으로 나타났지만 통계적으로 무의미하였다. 또한 이러한 교과교과 흥미도의 변화에 영향을 주는 요인을 살펴보면 자아관, 학업성취, 학교생활 및 풍토 그리고 진학계획이 주요하게 영향을 주는 것으로 확인할 수 있다.

주요어: 과학교과 흥미도, 변화, 잠재성장모형(LGM)