

논문 19

학업성취와 가정인간자본, 사회자본 및 학생문화자본의 구조적 관계 분석

백 병 부*

요약

본 연구는 한국교육고용패널 1차년도 자료와 3차년도 자료를 이용하여 한국 사회에서 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본이 학업성취와 어떠한 구조적 관계를 갖는지를 구명하고자 수행되었다. 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 한국 사회의 계층간 학업성취 격차는 가정인간자본의 차이에서 비롯된 것임을 확인할 수 있었다. 이는 한국의 계층간 학업성취 격차가 상당한 정도로 구조적인 차원의 문제라는 것을 의미하는 것이다. 둘째, 학업성취 및 통합적 학습태도에 대한 학생문화자본의 영향력을 확인할 수 있었다. 셋째, 학생문화자본과 가정사회자본의 확충을 통한 계층간 학업성취 격차의 완화 가능성을 확인할 수 있었다. 넷째, 가정인간자본과 가정사회자본이 학업성취에 대해 갖는 영향력은 남학생에게서 더 크게 나타났다.

I. 서론

근대화 이후의 한국 사회에서 교육은 계층 이동의 거의 유일한 통로로 인식되어져왔다. 이러한 인식은 한국 사회 특유의 전통적 가치관과 정서에서 비롯되어 일제의 식민통치와 한국전쟁을 거치면서 굳어졌다. 전통적으로 한국 사회는 승문주의, 잠재능력을 중시하는 능력관, 집단주의적 서열의식, 평등주의, 연고주의, 입신양명의 교육관 등과 같이 학력주의와 쉽게 연결될 수 있는 가치관을 가지고 있었으며(김경근, 2004:22-36), 가족 혹은 가문을 단위로 하여 집단적으로 경쟁이 이루어지고 경험이 공유됨으로써 교육을 통한 출세의 집념은 민족정서로 굳어져왔다(오욱환, 2001; 309-311). 그러다가 일제의 식민통치 이후 정규 학교 교육 이외의 사회적 지위 획득 통로가 사실상 폐쇄된 데다가(김신일, 2000: 133-139), 한국전쟁 이후 반공 이데올로기가 고착된 상황 속에서 농민운동이나 노동운동 등과 같은 집단적 지위 상승 경쟁을 불온시하는 사회 분위기가 형성되자 지위 상승 경쟁은 오로지 학력 경쟁을 통한 개인적 차원의 문제로만 인식되었던 것이다(김동춘, 1999: 133-177).

* 고려대학교 교육학과 박사과정

이렇게 본다면 유례를 찾아볼 수 없을 정도로 급격하게 진행된 한국의 학교평창은 교육이 '위대한 평등장치'로 기능할 것이라는 한국인들의 일반적인 믿음 때문에 가능했던 것이다. 그러나 최근에 진행된 여러 연구들(김영화·김병관, 1999; 김영화, 2000; 장상수, 2000; 장미혜, 2002; 방하남·김기현, 2002; 김경근, 2005)은 이러한 믿음과는 상반되는 결과를 보고하고 있다. 이들 연구들은 한국 사회에서 대학 진학률로 대표되는 교육 기회의 형식적 평등은 상당한 정도에 이르렀지만, 부모의 교육수준이나 직업 지위, 경제적 수준, 문화자본 등과 같은 가정의 사회경제적, 문화적 배경이 학업 성취 혹은 진학 대학의 서열에 미치는 영향은 감소하지 않았거나 오히려 증가하고 있음을 보고하고 있다. 이들 보고는 한국 사회에서 상향적 계층 이동의 수단으로 인식되어져왔던 교육에 대한 믿음이 '신화'에 불과했음을 경험적으로 입증해 주는 것들이다.

이러한 상황 속에서 연구자들은 사회경제적 배경으로 통칭되던 변인들이 구체적으로 어떤 것들이며, 이들 각각은 학업성취와 관련하여 어떠한 영향을 끼치고 있는지에 관심을 기울였다. 이들 연구자들의 관심은 Bourdieu와 Coleman의 논의를 통해서 구체화되었다. Bourdieu는 일련의 저서(Bourdieu & Passeron, 1977; Bourdieu, 1984; Bourdieu, 1996) 속에서 전통적인 물질 자본의 개념을 확장하여 문화자본(cultural capital)이라는 개념을 제안하였고, 이를 학교 교육과 연결하여 은밀하고도 합법적으로 이루어지는 사회재생산의 매커니즘을 구명하고자 하였다. 그에 따르면 교육행위(pedagogic action)는 자의적인 권력을 통해 문화적 자의성을 주입하는 상징폭력행위이다. 즉, 학교는 지배 계급이 승인한 문화만을 주입시키고 이를 정당화하는 기관으로서 가정에서의 사회화 과정을 통해 이러한 지배문화에 익숙해져 있는 학생들을 우월적 지위에 서게 하여 결국은 기존의 사회적 계급관계를 은밀하고도 합법적으로 재생산하는 매커니즘이라는 것이다(Bourdieu & Passeron, 1977). 한편, Coleman(1988)은 정치학이나 사회학 등의 분야에서 광범위하게 사용되고 있었던 사회자본(social capital)이라는 개념을 교육에 적용하여 사회자본이 경제자본과 인간자본의 불평등에서 기인한 학업성취 격차를 감소시키는 데 실질적으로 기여할 수 있다고 보았다. 즉, 자녀 교육에 대한 부모의 관심으로 대표되는 가정의 사회자본은 학업성취에 실질적인 영향력을 행사하면서도 부모의 경제자본이나 인간자본과는 독립적으로 존재할 수 있기 때문에 인간자본과 경제자본의 결핍에서 비롯된 교육 격차를 완화시켜 줄 수 있다는 것이다.

이와 같은 Bourdieu와 Coleman의 논의는 사회경제적 배경으로 통칭되던 변인들 중에서 어떤 변인들이 어떤 과정을 거쳐 학업성취에 영향을 끼치는지를 이론적으로 규명해냈을 뿐만 아니라 선행 연구들에서 인종, 소득, 학력, 직업, 가족 구조, 언어나 문화 등과 같이 단편적인 변인들의 형태로 학업성취와의 관계가 보고되었던 개별 변인들을 자본이라는 통합적 개념으로 바라볼 수 있게 했다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 그러나 이들의 논의는 상호간에 영향을 끼치면서 다양한 양상으로 존재하는 제 자본들의 관계를 구조적으로 보지 못한 한계를 갖는다. 즉, 문화자본에 천착했던 Bourdieu는 최초로 사회자본의 개념을 체계적으로 정리했으면서도 사회자본과 교육과의 관계를 깊이있게 성찰하지 않았으며, Coleman은 문화자본에 대한 논의 자체를 생략했던 것이다. 이들의 논의를 원용하여 학업

성취와의 관계를 살피고 있는 여러 연구들 또한 같은 한계를 가지고 있으며, 방법론상의 한계로 인해 측정오차를 통제하지 못하거나 각 변수들이 갖는 구조적 경로를 밝히지 못하는 제한점을 가지고 있다. 또한 한국 사회에서 사회자본과 문화자본이 학업성취에 어떠한 방식으로 영향을 끼치는지를 살핀 연구들(김경근, 2000; 김경식·안우환, 2003; 문은식·김충희, 2003; 김경근, 2006; 장미혜, 2002; 김경근·변수용, 2007)은 사회자본 및 문화자본과 학업성취와의 직접적인 관계만을 살피고 있을 뿐 표준화된 교육과정을 가지고 있으면서도 통합적 학습태도를 강조하고 있는 한국 사회에서 학업성취에 실질적인 영향력을 행사하는 학습태도를 매개한 경로에 대해서는 관심을 기울이지 않았다.

이하에서는 위와 같은 인식하에서 학업성취에 영향을 끼치는 주요 변인으로 거론되었던 가정의 인간자본과 사회자본, 학생문화자본과 학업성취 및 통합적 학습태도와의 관계를 살펴보고자 한다. 특히 본 연구는 구조방정식 모형 분석을 통해 측정오차가 고려된 상태에서 각 변인들이 갖는 구조적 경로를 살핌으로써 선행연구들이 갖는 방법론적 한계를 극복하고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 자본 개념의 확대와 종류

학업성취에 영향을 끼치는 가정환경은 Coleman(1988)과 Bourdieu(1986)에 의해 경제자본, 인간자본, 사회자본, 문화자본으로 구분되었다. 이 중에서 경제자본을 제외한 자본들은 고전 경제학이나 마르크스주의 경제학에서 논의되는 생산요소 혹은 생산수단으로서의 자본 개념을 확대한 것으로서 자본의 형태와 노동력에 대한 발상의 전환을 통해서 인간자본이라는 무형의 자본 개념을 구상해 낸 인간자본론자들의 논의에 힘입은 바가 크다고 할 수 있다(Mincer, 1984). 인간자본이나 사회자본, 문화자본 등은 전통적인 물적 자본과 마찬가지로 자본의 소유자에게 편익의 증가를 가져다 준다는 점에서는 물적 자본과 속성을 같이 하지만, 일정한 형태가 없고, 자본의 소유자로부터 분리해 낼 수 없다는 점에서 물적 자본과 구별된다.

Coleman(1988: 109-110)은 학교에서의 성취에 영향을 끼치는 가정의 사회경제적 배경을 경제자본(financial capital)과 인간자본(human capital), 사회자본(social capital)으로 구분했다. 그에 따르면 경제자본은 가족의 부(wealth)나 수입(income) 수준에 의해 측정될 수 있는 것으로서 자녀의 학업성취에 직간접적으로 도움을 줄 수 있는 물질적 지원능력을 의미한다. 인간자본은 자녀의 학업에 도움을 줄 수 있는 인지적 환경과 관련되어 있는 것으로서 부모의 교육수준에 의해 측정될 수 있다. 사회자본은 부모 혹은 다른 가족 구성원들과 자녀와의 관계의 의해 창출되는 것으로서 자녀의 교육에 대한 부모의 관심 및 시간의 투입

정도를 가리키며, 부모의 인간자본이 자녀의 학업성취와 관련하여 실질적인 의미를 가지게 한다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 이와 같은 Coleman의 논의는 기본적으로 사회자본을 통해 계층간 학업성취 격차를 해소하고 사회적 이동성을 촉진할 수 있다고 보았다는 점에서 기본적으로 기능주의적 입장에서 있다고 볼 수 있다.

한편, Bourdieu(1986)는 기능주의적 입장에서 자본을 규정했던 Coleman과는 상반된 입장에서 제 자본을 논의하고 있다. 그에 따르면 자본은 기존의 분배구조를 재생산하는 역할을 수행하는 다양한 형태의 자원들로서 경제자본과 사회자본, 문화자본으로 구분된다. 그는 소득이나 자산과 같이 즉각적이고 직접적으로 화폐로의 환원이 가능하며 소유권의 형태로 제도화할 수 있는 자본으로서 경제자본(economic capital)을 개념화하였고, 사회적 네트워크에의 소속을 통해 동원할 수 있는 실제적이고 잠재적인 자원의 총합으로서 사회자본(social capital)을 개념화하였다. 또한 그는 그의 연구에서 핵심적인 위치를 차지하는 문화자본(cultural capital)에 대해서 사회적으로 소유하거나 추구할만한 가치가 있는 상징적 부의 소유를 위한 도구로서 언어능력, 일반적인 문화적 인식, 미적 선호, 학교체제에 대한 정보, 졸업장 등을 포함하는 다양한 형태의 자원들이라고 정의하였다. Bourdieu는 이들 자본들이 각 사회의 맥락에 따라서 상이한 방식으로 전화하면서 기존의 분배구조를 재생산하게 된다고 주장하였다(Bonnewitz, 2000).

그런데 Bourdieu는 Coleman이 인간자본으로 구분했던 부모의 교육수준을 문화자본 속에 포함시켜 살피고 있다. Bourdieu(1986)에 따르면 문화자본은 객관적 자본, 제도화된 자본, 체화된 자본으로 구분되는데 이 중에서 학력은 제도화된 형태의 문화자본이라는 것이다. Bourdieu가 학력을 문화자본의 한 형태로 본 것은 현대 사회에서 학력이 계급이나 경제자본의 직접적 상속 못지않게 사회 계급의 재생산 과정에서 중요한 역할을 수행한다고 보았기 때문이다. 즉, 부모의 교육수준은 지배계급 문화의 전수를 목적으로 하는 공식적 교육기관의 이수를 의미하는 것으로서 부모의 교육수준이 높을수록 지배계급의 문화에 맞게 자녀들을 사회화할 수 있는 능력이 커진다는 것이다. 이렇게 본다면 부모의 학력은 자신에게뿐만 아니라 자녀들에게도 큰 의미를 가지는 것으로서 현대 사회에서 은밀하고도 합법적으로 이루어지는 사회계급의 재생산 과정을 보여주는 핵심기제이다. 한편, 사회자본을 통한 불평등의 해소 가능성을 논의하고 있는 Coleman(1988) 역시 학력 소유자 자신보다는 자녀들의 학업성취에 도움을 줄 수 있는 인지적 환경의 측면에서 인간자본을 정의하고 있다.

학력으로 대표되는 인간자본에 대한 이러한 입장은 기본적으로 기능주의적 입장에서 인간의 합리적 선택을 전제로 하고 있는 인간자본에 대한 경제학적 정의와는 거리가 있다. 본래 인간자본은 다양한 장소에서 여러 가지 방법으로 이루어지는 교육이나 훈련 등을 통해 습득하게 된 지식이나 기술, 태도, 능력 등이 전통적인 물적 자본과 마찬가지로 생산성 및 편익을 증대시키는 데 기여한다는 사실을 개념화하기 위해 만들어졌다. 따라서 본질적으로 인간자본의 개념 속에는 합리적 선택에 의한 투자와 그 결과로 인한 편익의 증가 등이 고려되고 있을 뿐 계급에 따른 인간자본 분배의 불평등성이나 자기 선별(self-selection)의 매커니즘, 세대에 걸쳐 일어나는 사회적 계급 관계의 재생산 논의, 자녀 학습에 영향을

끼치는 인지적 환경에 대한 논의는 빠져 있다. 이런 점에서 학력에 대한 Bourdieu와 Coleman의 논의는 경제학적 관점에서의 인간자본론과는 다르다고 볼 수 있다.

이와 같은 자본에 대한 Coleman과 Bourdieu의 논의를 종합하면 학업성취 혹은 사회불평등과 관련있는 자본의 형태는 크게 경제자본, 사회자본, 인간자본, 문화자본의 네 가지로 구분할 수 있다. 이 중에서 Coleman은 경제자본과 인간자본의 불평등에서 기인한 교육 불평등의 해소 가능성에 무게를 두고 사회자본에 주목했었고 Bourdieu는 사회계급 관계의 재생산이라는 현실에 무게를 두면서 은밀하면서도 합법적으로 이러한 기능을 수행하는 문화자본에 주목하였다.

2. 인간자본, 사회자본 및 문화자본과 학업성취의 관계

가. 인간자본과 학업성취의 관계

일반적인 의미에서 인간자본은 학교, 가정, 노동시장에서의 정규 또는 비정규 교육이나 훈련, 신체단련, 경험 등에 의해 획득되거나 발달되어진 경제적으로 가치있는 지식, 기능, 능력 등을 가리킨다(김경근, 2004: 211). 이와 같은 정의는 인간의 합리적인 선택을 전제로 한 투자와 이를 통한 편익의 증가를 가정하고 있는 경제학적 관점에서의 정의로서 교육과 소득 및 경제성장과의 관계와 같은 경제학적 이슈를 중심으로 논의되어져왔다(Schultz, 1961; Becker, 1993; Velloso, 1995).

한편, 교육의 영역에서 가정의 인간자본은 부모의 교육수준 등과 같이 부모가 가진 속성으로서 나타나게 되는데, 이러한 인간자본은 부모와의 일상적 상호작용과 자녀의 행동에 대한 부모들의 기대를 통해서 아이들이 이용할 수 있는 자원으로 기능하게 된다(Parcel & Dufur, 2001: 32-33). 학업성취와 관련하여 가정의 인간자본은 부모가 자녀의 지적인 성장에 더 효과적으로 기여하게 하고, 부모 스스로 자녀의 준거집단이 됨으로써 학습의욕을 북돋아 주고 목표를 결정하는 데에도 도움을 주게 된다(이정환, 2002: 198). 뿐만 아니라 교육적 동질혼의 경향이 강한 한국 사회에서 부모의 학력은 자녀의 지적 능력에 대한 대리변수(proxy)로서의 성격을 가짐으로써 아주 중요한 학업성취 결정요인으로서 기능하게 된다(김경근, 2005). 이렇게 본다면 교육의 영역에서 인간자본은 부모 자신이나 사회 전체의 편익 증가의 측면보다는 자녀의 학업성취에 영향을 끼칠 수 있는 인지적 환경 구성의 핵심요소로서 고려되었다고 볼 수 있다(Coleman, 1988).

이와 관련하여 Coleman et al(1966), Jencks et al(1972), Bowles & Gintis(1972) 등으로 대표되는 일련의 연구들은 부모의 교육수준이 부모의 직업지위와 함께 자녀의 학업성취에 상당한 영향을 끼친다고 보고하였다. 이들의 연구는 교육이 계층이동의 사다리로서 기능할 것이라는 일반적인 기대와는 달리 교육의 결과가 사회경제적 배경에 영향을 받고 있다는 사실을 밝힌 것으로서 큰 반향을 불러 일으켰다. 이들의 연구 이후에도 부모의 교육수준이

자녀의 학업성취에 직간접적인 영향을 끼치고 있음을 보고하는 여러 연구들이 수행되었다 (Hortacsu, 1994; Reynolds et al, 1996; 방하남·김기현, 2002; 이정환, 2002; 김경근, 2005). 특히, 김경근(2005)은 위계화된 대학 서열 구조를 가진 한국 사회에서 상위 서열 대학으로의 진학에 결정적인 영향을 끼치는 수학능력시험점수와 아버지의 교육수준 사이에 대체로 매우 분명한 정적 상관관계가 존재한다고 보고함으로써 부모의 학력이 자녀들의 학업성취에 직간접적인 영향을 끼치고 있음을 시사하였다. 또한 김일혁(2005), 김경근·변수용(2007) 등은 학업성취나 학부모 관여, 문화자본에 대한 부모의 교육수준과 경제수준의 영향력을 비교한 결과 부모의 교육수준의 영향력이 더 크다고 보고함으로써 직간접적인 학업성취 결정요인으로서 부모의 학력이 가진 중요성을 경험적으로 입증해 주었다.

나. 사회자본과 학업성취의 관계

사회자본과 학업성취와의 관계에 관한 선행 연구는 가정 내에서의 사회자본과 가정-학교 간 사회자본이 학업성취에 각각 어떠한 영향을 끼치는지를 중심으로 진행되어 왔다. 이들은 부모를 포함한 성인가족의 존재나 형제자매수와 같은 외형적인 가족 구성 형태 등과 같은 필요조건으로서의 사회자본과 가정 내에서 부모와 학생 사이의 유대와 신뢰, 가정-학교 사이에서 학부모의 학교 접촉 정도나 자원봉사 정도로 나타나는 충분조건으로서의 사회자본에 관한 논의로 나누어 볼 수 있다.

필요조건으로서의 사회자본과 관련하여 Coleman(1988), McLanahan & Sandefur(1994), Hao(1994), 김경근(2000), 김경식·안우환(2003) 등은 어머니의 취업과 가족 수, 가족 구성 형태, 형제자매의 수가 학업성취에 유의미한 영향을 끼친다고 보고했다. 김경근(2006)도 중학생을 대상으로 하여 가족 해체가 학업성취에 끼치는 영향을 분석한 결과 양친 가족 자녀에 비해 편친 가족의 자녀가 불리한 상황에 놓여 있으며, 특히 남학생이 편모와 함께 생활하거나 가족 해체가 이혼에 의해 발생했을 때 부정적 영향이 매우 크다고 보고했다. 그러나 이들의 보고와는 달리 Parcel & Menaghan(1994)은 부모의 지적 자원이나 여타의 자원이 아동의 학업성취에 긍정적인 영향을 미치는 것은 사실이지만, 어머니의 경제활동이 학업성취에 부정적인 영향을 미친다는 일반적인 믿음은 과장되어 있다고 주장했다. Zick, Bryant & Österbacka(2001) 또한 직장을 가진 부모가 직장이 없는 부모보다 오히려 더 많이 읽게 하고, 숙제 검사 같은 학습 보조 활동을 더 많이 함으로써 학생의 문제 행동 교정과 학업성취에 긍정적인 영향을 주고 있으며, 동시에 입학 전 취업은 일반적으로 학생의 학업성취에 어떠한 영향력도 매개하지 않는다고 보고하였다. 이들의 보고는 필요조건으로서의 사회자본이 가진 한계를 지적해 주는 것이다. 즉, 필요조건으로서의 사회자본이 학업성취와 관련하여 나름대로의 의의를 갖는 것은 사실이지만 이것은 맥락과 환경에 따라 지극히 유동적이어서 다른 자본과의 관계 및 충분조건으로서의 사회자본과의 관계를 필수적으로 고려해야 한다는 것이다.

충분조건으로서의 사회자본이 학업성취에 영향을 끼치고 있음은 여러 경험적 연구에 의

해 지지되고 있다. Sattes(1985)는 가족 배경과 학업성취와의 관계에 대한 30개의 선행 연구들을 검토한 결과 아동에게 책 읽어주기, 사용 가능한 책을 가지고 있기, 여행 가기, TV 시청 안내하기, 경험의 자극 제공하기 등과 같은 부모의 관여가 학업성취에 긍정적인 영향을 끼친다고 주장했다. Deslandes et al(1997), Bracey(1996)도 자녀의 학교생활에 대한 부모의 격려와 관심은 학업성취에 유의미한 영향을 끼친다고 보고했다. 국내에서도 주동범(1998)은 대구 지역의 초등학교 5학년 학생들과 중학교 2학년 학생들을 조사한 결과 학교 성적 및 진로에 대한 대화, 공부할 분위기나 여건을 조성하려는 노력, 자녀에 대한 교육적 기대와 같은 가정 내 사회자본이 학업성취에 유의미한 효과를 갖는다고 보고하였다. 김경근(2000)도 학업성취에 가장 강력한 영향을 끼치는 것은 사회경제적 배경이지만, 이러한 요인들과는 별개로 충분조건으로서의 가족 내 사회자본도 아동의 학업성취에 의미있는 영향력을 행사하고 있다고 보고하였다.

그러나 모든 연구가 충분조건으로서의 사회자본이 학업성취에 긍정적인 영향을 끼친다고 보고한 것은 아니었으며, 학업성취에 대해 충분조건으로서의 사회자본이 독립적인 영향력을 행사하고 있음을 보고하고 있는 연구들도 사회자본의 종류에 따라 유의한 영향력의 정도가 달라진다고 보고하고 있다. Bail, Demo & Wedman(1998)은 부모의 관여가 숙제활동에는 유의미한 영향력을 행사했지만, 학업성취에는 직접적인 영향력을 행사하지 못한다고 보고하였다. 주동범(1998)도 TV 시청 시간이나 친구와 보내는 시간의 통제와 같은 관여 변수들은 학업성취에 유의미한 영향을 끼치지 못하며, 중학교 2학년 학생들의 경우에는 숙제의 점검이나 공부하는 시간의 양을 설정하는 것과 같은 학습활동 관련 통제활동이 오히려 부정적인 효과를 갖는다고 보고했다. 김경근(2000)도 학교 관련 일이나 아동 자신의 문제에 대해 자주 대화하는 것이나 부모가 알고 지내는 자녀 친구의 부모 수 등은 학업성취에 독립적인 영향력을 행사하지 못한다고 보고했다. 이들의 연구 결과는 상호작용의 양보다는 상호작용의 내용과 질이 더 중요함을 시사해 준다. 즉, 일반적인 대화보다는 학습과 직접적인 관련이 있는 대화, 통제 중심의 관여보다는 격려와 신뢰 중심의 관여가 학업성취와 관련하여 실질적인 의미를 갖는다는 것이다.

한편, 학교와의 접촉을 주 내용으로 하는 가정-학교 간 사회자본이 학업성취에 긍정적인 영향을 끼치는 것으로 보고된 연구로는 주동범(1998)을 들 수 있다. 그는 초등학교 5학년 학생들의 경우에 어머니의 학부모회의 참가와 담임 선생님과의 면담이 모두 학업성취에 유의미한 영향을 끼치고 있으며, 중학교 2학년 학생의 경우에도 학부모회의 참가는 유의미한 영향을 끼친다고 보고했다. Stevenson & Baker(1987)도 학부모-교사 협의회에 참가하는 것과 같은 어머니의 학교 참가 활동이 높을수록 교사들이 주관적으로 판단한 학생들의 학업성취 수준이 높아진다고 보고했다. 그러나 Okpala et al(2001), Kingler(2000), Ho Sui-Chu & Williams(1996) 등은 학부모의 학교 접촉이 학업성취에 부정적인 영향을 끼치거나 무의미한 반면에 가정에서의 학부모 관여는 학업성취에 긍정적인 영향을 끼친다고 보고하고 있다. 구체적으로 Ho Sui-Chu & Williams(1996)는 대화 정도(home discussion), 생활 통제(home supervision), 학교 연락(school communication), 학교 참여(school participation)

등의 네 차원으로 학부모의 관여활동을 구분한 다음 이들과 학업성취와의 관계를 분석하였다. 그 결과 부모의 사회경제적 지위와 가족 구조는 자녀의 학교교육에 대한 부모의 개입 정도에 무의미하거나 아주 적은 영향만을 행사하는 것으로 나타났으며, 학업성취와 관련해서 학교 참여는 큰 영향을 끼치지 않았던 반면에 대화 정도와 생활 통제와 같은 가정 내에서의 개입은 학업성취와 강력한 관련을 맺는 것으로 나타났다고 보고했다. 국내에서도 문은식·김충희(2003)가 초등학교 6학년 학생들과 중학교 2학년 학생들을 대상으로 하여 부모의 학습지원 행동과 학업성취도와의 관계를 분석한 결과 가정-학교 상호작용은 초중학생 모두 유의미한 영향을 끼치지 못했으며, 가정 중심 학습지원 행동은 초중학생 모두에게 유의미한 영향을 끼치고 있다고 보고하였다.

이상의 결과를 통해서 볼 때 학업성취에 영향을 끼치는 사회자본은 필요조건으로서의 사회자본이 아니라 충분조건으로서의 사회자본이며, 충분조건으로서의 사회자본 중에서 특히 학생에 대한 부모의 관심과 부모에 대한 신뢰가 가장 큰 영향을 끼친다고 볼 수 있다.

다. 문화자본과 학업성취의 관계

문화자본이 사회적 재생산과 관련하여 갖는 의의는 합법성과 은폐성에 있다. 즉, 정치적 지배는 강제나 억압이 수반되어 피지배 계급의 저항이 따르지만, 문화적 지배는 공모와 합의에 바탕을 둔 지배의 형태를 띠기 때문에 보다 영속적이고 자발적인 통제를 유도해낼 수 있는 장점이 있다는 것이다(이건만, 2006). 이러한 맥락에서 문화자본에 관심을 갖는 연구들은 특히 문화자본과 교육의 관계에 주목해 왔다. 문화자본의 개념을 최초로 제시한 Bourdieu 역시 문화자본의 개념을 통해서 비슷한 사회적 배경을 가지고 있으면서도 부모의 교육정도는 다른 가정 출신의 아이들이 왜 학업성취 수준에서 차이가 나는지를 설명하려 하였으며 나아가 교육 체제와 가족의 사회화가 계급들 사이의 문화자본의 분배 구조를 재생산함으로써 권력관계와 상징적 관계의 구조를 재생산하는 데 어떻게 기여하고 있는지를 밝히려 하였다(Swartz, 1997). Bourdieu의 연구 이후 진행된 많은 연구들도 학교교육과 관련하여 문화자본이 교육성취와 학업성취의 차이를 야기하는 주요한 원인으로 작용하고 있음을 보고하고 있다. 즉, 문화자본이 풍부한 학생들은 학습과 관련된 자료들을 더 잘 다루도록 준비되어 있으며, 추상적이고 지적인 개념들을 배우기에 유리한 취향을 발전시켰고, 교사들에 의해서도 더 선호되는 반면에 문화자본의 결핍은 스스로 학업을 포기하도록 하는 자기선별, 낮은 학업성취 결과를 야기하는 간접적 배제, 교사의 주목을 받지 못하는 교사 선별의 원인으로 작용한다는 것이다(Kalmijn & Kraaykamp, 1996: 24). 이와 같이 문화자본과 학업성취와의 관계를 살피고 있는 연구들은 학생 혹은 부모와 같이 문화자본의 소유자를 중심으로 한 연구와 문화자본의 유형에 주목하고 있는 연구들로 구별해 볼 수 있으며 사회적 맥락에 따라 상이한 결과를 보고하고 있다.

문화자본의 소유자를 중심으로 한 연구 중에서 학생의 문화자본과 학업성취와의 관계를 다룬 대표적인 연구로는 DiMaggio(1982)의 연구를 들 수 있다. DiMaggio(1982)는 추상적

인 문화자본의 개념을 구체적인 경험적 지표를 통해 측정하여 학업성취와의 관계를 살핀 결과 문화적 태도는 학업성취에 영향이 없었지만 문화적 활동은 학생들의 능력과 아버지의 직업을 통제한 이후에도 영어, 역사, 사회 과목의 학업성취에 긍정적인 영향을 끼친다고 보고했다. 그러나 Dumais(2002)는 학업성취에 대한 학생 문화자본의 효과는 그리 크지 않다고 보고하였다. 그는 음악, 미술, 무용 교습이나 도서관, 미술관 방문, 콘서트 관람 등으로 학생의 문화자본을 측정하여 학업성취와의 관계를 살폈는데, 그 결과 개인의 타고난 능력이나 장래 희망 직업의 위세로 측정된 아비투스, 부모의 사회경제적 지위에 비해 문화자본이 학업성취에 끼치는 영향은 미미했으며, 이러한 영향은 여학생에 비해 남학생에게서 더 적게 나타난다고 보고했다. Katsillis & Robinson(1990)도 연극이나 강연, 박물관, 미술관 관람 정도로 측정한 학생들의 문화자본이 아버지의 계급위치와 가족의 사회경제적 지위에 의해 영향을 받지만, 학업성취에는 유의한 영향을 끼치지 않는다고 보고했다.

학생의 문화자본과는 별개로 부모의 문화자본과 학업성취와의 관계를 살핀 연구들도 있다. De Graaf(1988)는 가정 내 책 보유량, 일년 동안 읽은 책의 양, 독서에 대한 흥미 정도로 측정한 부모의 독서 태도가 자녀의 독일어 점수 및 김나지움 입학에 유의한 영향력을 끼치고 있다고 보고했다. Ganzeboom, De Graaf & Robert(1990)도 부모의 문화자본이 교육성취 수준뿐만 아니라 거주지, 직업, 경제적 성취, 문화소비에도 유의미한 영향력을 행사하고 있다고 보고했다. Kalmijn & Kraaykamp(1996)도 응답자가 15세였을 때 고전음악 연주회, 연극, 미술관에 참여하는 정도와 응답자에게 독서를 권장하는 정도로 측정한 부모의 문화자본이 다른 배경적 요인들을 통제한 이후에도 인종이나 코호트에 관계없이 교육적 성취에 긍정적인 영향을 끼친다고 보고하고 있다. 그러나 Aschaffenburg & Maas(1997)는 학업성취에 대한 부모 문화자본의 영향력은 제한적이라고 보고했다. 이들은 학생과 부모의 문화자본을 모두 고려하여 교육적 성취와의 관계를 살피고 있다. 이들은 12세 이전, 12세에서 17세까지, 18세에서 24세까지의 시기에 음악, 미술, 영화, 사진, 연극, 발레, 미술이나 음악 감상 교습을 받은 적이 있는지를 묻는 문항을 통해서 학생의 문화자본을 측정하였다. 이들은 또한 자녀의 성장기에 고전음악이나 오페라를 어느 정도 감상했는지, 자녀를 미술관이나 극장, 연주회 등에 어느 정도 데리고 갔는지, 자녀에게 독서를 어느 정도 장려했는지와 같이 자녀들의 문화자본을 확충하기 위한 의도적인 노력 정도를 묻는 문항을 통해 부모의 문화자본을 측정하였다. 그 결과 학생의 문화자본과 부모의 문화자본은 상급학교 진학 및 졸업 여부에 영향력을 행사했지만, 그 영향력의 정도는 학교급이 올라갈수록 약해지는 것으로 나타났으며, 학교급이 올라갈수록 학생의 문화자본에 비해 부모의 문화자본이 갖는 영향력도 작게 나타났다. 또한, 이들은 교내 교습보다는 교외 교습의 효과가 더 크다고 보고하고 있으며, 부모의 교육 수준이 높을수록 예술 교습이 대학 진학에 미치는 영향이 더 높은 것으로 나타났다고 보고했다.

이상의 연구들이 문화자본의 소유자에 주목하고 있는 반면에 De Graaf(1986), De Graaf et al(2000), Crook(1997) 등은 문화자본의 유형에 주목하고 있다. 이들은 부모의 문화자본을 독서 관련 요인과 고급 문화 참여 관련 요인으로 구분하여 이들 각각이 교육과 관련하

여 어떠한 의미를 지니는지를 살피고 있는데, 대체로 독서 관련 요인이 고급 문화 참여 관련 요인보다 더 큰 영향력을 행사한다고 보고하고 있다. De Graaf(1986)는 요인분석을 통해 부모의 문화자본을 독서 분위기와 문화 소비로 구별하였다. 독서 분위기는 도서관 방문 회수 및 깊이 있는 독서를 하며 보낸 시간의 항목을 포함하고 있고, 문화 소비는 극장, 박물관, 유적지 방문 회수를 묻는 항목을 포함하고 있다. 그는 이러한 문화자본과 가족의 수입 및 형제 자매수로 측정된 경제자본, 부모의 교육 수준과 아버지의 직업으로 측정된 사회경제적 지위가 의무교육 이전과 이후 시기에 네덜란드에서 교육적 성취에 각각 어떠한 영향을 끼치는지를 구조방정식 모형을 통해 살폈다. 그 결과 경제자본은 국가가 교육 경비를 전적으로 부담하기 이전인 1950년대 이전에만 직접적인 영향을 끼쳤고, 문화소비는 1950년대 이전과 이후 모두에서 직접적인 영향력을 갖지 않는 것으로 나타났다. 독서 풍토는 두 시기 모두에서 직접적인 영향력을 갖고 있었지만 1950년대 이전에 끼친 영향력의 크기가 그 이후에 끼친 영향력 크기의 두 배 정도로 높게 나타났다고 보고했다. 이런 그의 보고는 독서 풍토와 같은 문화자본이 교육적 성취에 영향을 끼치는 것은 분명하지만 부모의 교육수준이나 아버지의 직업과 같은 변수가 교육적 성취에 더 큰 영향력을 행사하고 있음을 짐작할 수 있게 한다. De Graaf et al(2000)도 교육적 성취에 대한 부모의 고급 문화 참가 활동과 독서 행동의 영향력을 비교한 결과 고급 문화 참가 활동은 유의미한 영향력을 행사하지 못했지만, 부모의 독서 행동은 고급 문화 참가 활동에 비해 네 배나 높은 영향력을 행사한다고 보고했다. 국내에서도 장미혜(2002)는 부모의 문화자본을 예술적 취향과 인지적 능력의 두 차원으로 구분하여 수능 점수와의 관계를 살핀 결과 인지적 능력의 영향력이 예술적 취향에 비해 다소 높게 나타난다고 보고했다. 이때 예술적 취향은 고급 문화에 대한 취향과 실천 정도를 의미하며 인지적 능력은 정보 통신 기술 및 외국어 숙달 정도, 독서 향유 정도를 의미한다.

이들이 부모의 문화자본을 문화소비 활동과 독서관련 요인으로 구분하여 본 것은 지위 획득 과정에서 이용될 수 있는 문화자본의 종류가 사회적 맥락에 따라 달라진다고 보았기 때문이다. 즉, 각 국가의 사회적 맥락과 교육 체계, 교육과정의 성격에 따라 중요하게 고려해야 할 문화자본의 양상과 이들의 제도화 수준이 달라진다는 것이다. 이러한 생각은 문화 자체가 관계적이고 상징적인 공간에 존재하기 때문에 문화자본은 그 사회의 사회적, 역사적 맥락에서 이해되어야 한다는 주장과 맥을 같이 하는 것이다(Calhoun et al, 1993; Joppke, 2000; Harker, 2000; 조은, 2001: 167에서 재인용). 예를 들어 이탈리아나 프랑스에서는 예술사나 철학이 상대적으로 중요한 과목인 반면에 네덜란드나 영국, 미국 등에서는 이들 과목의 중요성이 떨어진다. 네덜란드의 경우에는 초등학교를 졸업한 학생들에게 최소한 두 개의 외국어를 습득할 것이 요구된다. 따라서 네덜란드의 맥락에서 중요한 문화자본은 독서 습관이나 언어적 능력과 관련된 인지적 성격의 문화자본이다(De Graaf et al, 2000: 95-97).

인문 문화적 전통이 강하며 예술보다는 언어적 능력을 요구하는 과목의 비중이 더 높은 한국 사회는 학업성취와 관련된 문화자본의 존재양상이 네덜란드와 비슷할 가능성이 많다. 여기에 상대적으로 계급형성의 역사가 길기 때문에 오랫동안 지배 계급이 안정된 계급으로

재생산되어 온 유럽사회에 비해서 지배 계급만이 배타적으로 점유하고 있는 고급 문화가 정착되지 않은 한국사회에서는 예술적 취향으로서의 문화자본이 갖는 효과는 미약한 대신에 부모의 지적인 능력을 통해서 표출되는 인지적 형태의 문화자본이 갖는 영향력은 보다 강하게 나타날 것이다(장미혜, 2002: 235). 이러한 추정은 학생들의 문화자본이 학업성취에 끼치는 영향에도 동일하게 적용될 수 있다. 실제로 김정숙(1999)은 수능 모의고사 점수로 측정된 한국 고등학생들의 학업성취에 초·중학교 시절의 독서량은 유의미한 영향을 끼치지 않지만, 유적지 및 박물관 관람과 클래식 콘서트 참여는 유의미한 영향을 끼치지 않고 있다고 보고하고 있다. 김경근·변수용(2007)도 학생의 문화자본 중에서 독서 향유 정도는 학업성취에 긍정적인 영향을 끼치지만 문화 활동 참여는 오히려 부정적인 영향을 끼친다고 보고했다. 따라서 한국 사회에서는 프랑스 사회를 대상으로 한 Bourdieu의 접근보다는 De Graaf와 같은 접근이 학업성취와 관련된 문화자본의 영향력을 더 정확하게 보여줄 수 있다고 판단된다.

III. 연구방법

1. 연구 자료 및 대상

본 연구는 한국직업능력개발원의 한국교육고용패널(KEEP: Korean Education & Employment Panel) 1차년도와 3차년도 자료를 사용하여 학업성취에 대한 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본의 구조적 관계를 분석하였다. 한국교육고용패널조사는 2004년에 중학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년, 실업계 고등학교 3학년이었던 학생들 각 2,000명을 1차로 조사한 후 이들을 장기간에 걸쳐 추적·조사함으로써 청년층의 교육 경험과 진학, 진로, 직업세계로의 이행 등을 파악하기 위한 데이터베이스 구축의 목적을 가지고 있다. 이 조사는 조사 대상 학생들을 전국 수준에서 대표성 있게 추출하기 위해 1단계에서 전국을 지역별로 층화하고, 2단계에서 지역별 학생수에 따라 학교를 선정하여 선정된 학교에서 학급 및 학생을 추출하는 층화집락추출법(stratified cluster sampling)을 사용하였다.

전술한 바와 같이 본 연구는 학업성취에 영향을 끼치는 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본의 구조적 관계를 살펴보고자 하는 것이다. 이러한 연구 목적에 따라 본 연구에서는 한국교육고용패널 3차년도 데이터 중에서 일반계 고등학생의 데이터를 분석의 대상으로 하였다. 또한 중학교에서의 학업성취 격차가 고등학교에서의 학업성취 격차로 이어질 뿐만 아니라 중학교에서의 학생문화자본과 가정사회자본의 차이가 고등학교에서의 학업성취에 상당한 영향을 끼친다는 가정 하에서 이들의 중학교 시절의 조사 내용도 분석에 포함하였다. 최종적으로 일반계 고등학생 중에서 본 연구에서 사용하고 있는 변수들 중에서 하

나라도 결측치가 있는 경우를 제외하였고, 결국 총 1,014명의 일반계 고등학생이 최종 분석 대상이 되었다. 연구대상자들의 주요 배경변인별 분포는 아래의 <표 1>과 같다.

<표 1> 응답자의 배경변인별 분포

구 분		빈도(명)	비율(%)	계(명)
성별	남	471	46.4	1,014
	여	543	53.6	
거주지	대도시	490	48.3	1,014
	중소도시	344	33.9	
	읍면지역	180	17.8	
남성보호자 학력	초졸이하	42	4.1	1,014
	중졸	88	8.7	
	고졸	517	51.0	
	2년제 대학	70	6.9	
	4년제 대학	254	25.0	
	대학원(석사)	34	3.4	
	대학원(박사)	9	0.9	
월평균가구소득	200만원 이하	289	28.5	1,014
	201만원 - 350만원	395	39.0	
	351만원 - 500만원	227	22.4	
	501만원 이상	103	10.2	

2. 변인 설정 및 연구 모형

가. 변인 설정

본 연구는 구조방정식 모형 분석을 통해 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본, 통합적 학습태도, 학업성취라는 잠재변인들 사이에 존재하는 구조적인 인과관계를 파악하고자 하는 것이 목적이다. 구조방정식 모형 분석에서 잠재변수들은 원칙적으로 복수의 관측 변수들을 통해 측정되어야 한다. 따라서 본 연구에서는 이들 잠재변인을 측정해주는 관측 변수들을 다음과 같이 구성하였다.

먼저 가정인간자본은 남성보호자와 여성보호자의 학력을 관측변수로 하여 구성하였다. 남성보호자와 여성보호자는 부모를 포함하여 실질적으로 학생을 보호, 양육하는 사람을 가리킨다. 따라서 이들이 가진 학력은 학생들의 학업성취에 실질적으로 영향을 끼치는 가정인간자본으로서의 의미를 갖는다. KEEP 조사에서는 남성보호자와 여성보호자의 학력을 미취학 및 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 2-3년제 대학, 4년제 대학 졸업, 대학원(석사), 대학원(박사)로 조사하였는데, 본 연구에서는 이들 각각에 각 학교급의 교육연한에 해당하는 0, 6, 9, 12, 14.5, 16, 18, 21의 값을 부여하여 연속변수로 투입하였다.

가정사회자본은 학생들에게 학생과 보호자의 신뢰관계를 묻고 있는 관측변수를 통해 측정하였다. 구체적인 설문문항은 ‘나의 의견이나 감정을 믿고 존중해 준다.’, ‘나의 성적에 관심이 많다.’, ‘나를 위한 물질적 지원을 해 준다.’, ‘나와 대화를 자주 한다.’였으며, KEEP 조

사에서는 이들 네 항목에 대해 학생들이 남성보호자와 여성보호자 각각에 대해서 어떻게 생각하는지를 5점 척도로 응답하게 하였다. 본 연구에서는 남성보호자와 여성보호자 각각에 대한 학생들의 답을 합산하여 ‘의견존중’, ‘물질지원’, ‘성적관심’, ‘대화정도’라는 관측변수를 구성하였고, 이를 통해 가정사회자본을 측정하였다.

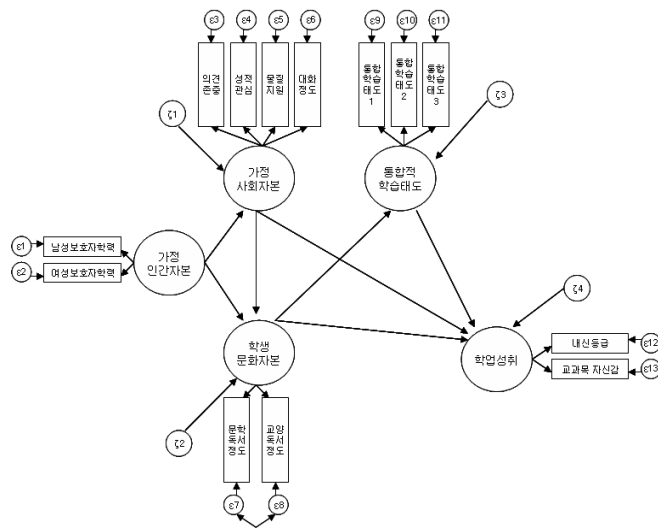
전술한 바와 같이 한국적 맥락에서 학업성취에 정적으로 영향을 끼치는 학생문화자본은 예술적 문화자본이 아니라 인문적 문화자본이다. 이러한 이유에서 본 연구에서는 학생들의 독서 정도를 학생문화자본을 측정하는 관측변수로 투입하였다. 구체적으로 본 연구에서는 중학교 재학 중 문학작품과 교양서적을 어느 정도나 읽었는지를 전혀 읽지 않음, 1-5권, 6권-10권, 11권-20권, 21권-50권, 51권 이상의 여섯 구간으로 나누어 조사한 것에 각각 1에서 6까지의 값을 부여하여 분석에 투입하였다.

통합적 학습태도는 다른 과목에서 배운 것과 새로 배우는 내용을 연결시키려 애쓰는 정도(통합적 학습태도 1), 이미 알고 있는 것과 연결시킬 때 공부가 더 잘 된다고 느끼는 정도(통합적 학습태도 2), 공부할 내용을 이미 알고 있는 것과 연결시킬지 생각해 보는 정도(통합적 학습태도 3) 각각을 5점 척도로 묻는 문항을 통해 구성하였다.

학업성취는 고등학교에서의 내신 등급과 국어, 영어, 수학 과목에 대한 자신감 정도로 측정하였다. 내신 등급은 1등급에서 9등급까지로 조사되었는데, 본 연구에서는 이들을 역코딩하여 9에서 1까지의 값을 부여하였으며, 국어, 영어, 수학 과목에 대한 자신감 정도는 5점 척도로 이들 과목에 대해 학생들이 잘 한다고 생각하는 정도를 묻고 있는 문항에 대한 값을 합산하였다.

나. 연구모형

변수의 정의에 따라 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본과 학업성취와의 구조적 관계를 파악하기 위해 설정한 연구모형은 아래의 [그림 1] 과 같다.



[그림 1] 학업성취 결정요인 구조방정식 모형

3. 자료분석 방법

자료분석은 SPSS 12.0 프로그램을 사용하여 전술한 변수정의에 맞게 측정문항들을 변환하였으며, 각 변수들의 기술통계값(최소값, 최대값, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도) 및 각 변수 간의 상관관계(Pearson의 적률상관계수)를 확인하였다. 또한 다항목 척도로 구성된 변수들의 신뢰도와 타당도를 검증하기 위해 요인분석과 신뢰도분석(Cronbach's α)을 실시하였다. 그 다음으로는 AMOS 5.0 프로그램을 사용하여 구조방정식모형분석을 실시하였다. 모수추정을 위해 사용한 방법은 최대가능법(Maximum Likelihood Estimation)이다.

IV. 연구 결과

1. 변인들의 기술통계량 분석

아래의 <표 2>는 본 연구의 분석에 투입된 변수들의 사례수, 최소값, 최대값, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 등과 같은 기술통계량을 정리한 것이다.

<표 2> 기술통계량

변수	사례수	최소값	최대값	평균	표준편차	왜도	첨도
남성보호자학력	1014	6.00	21.00	12.947	2.784	-.154	.333
여성보호자학력	1014	.00	21.00	12.019	2.549	-.184	2.139
의견존중정도	1014	2.00	10.00	7.756	1.487	-.486	.404
성적관심정도	1014	2.00	10.00	8.274	1.439	-.750	.671
물질지원정도	1014	2.00	10.00	7.732	1.410	-.239	-.058
대화정도	1014	2.00	10.00	7.435	1.551	-.355	.056
문학독서정도	1014	1.00	6.00	3.126	1.394	.552	-.688
교양독서정도	1014	1.00	6.00	2.088	1.178	1.261	1.186
통합학습태도1	1014	1.00	5.00	3.272	.861	-.154	-.480
통합학습태도2	1014	1.00	5.00	3.895	.735	-.489	.522
통합학습태도3	1014	1.00	5.00	3.284	.859	-.179	-.250
내신등급	1014	1.00	9.00	5.940	1.538	-.393	.140
교과목자신감	1014	3.00	15.00	8.370	1.852	.088	.248

기술통계량은 자료의 상태를 개략적으로 보여줄 뿐만 아니라 분석에 투입할 자료의 적합성 여부를 판단해 준다. 구조방정식모형 분석을 위해 충족되어야 할 전제 조건 중의 하나는 투입되는 변수들이 정상분포 가정을 충족하는 연속변수이어야 한다는 것이다. 정상분포

가정의 충족 여부를 판단하게 해 주는 주요 지표로는 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)를 들 수 있다. 측정치들이 정확하게 정상분포를 이룬다면 왜도와 첨도는 0값을 가져야 한다. 그러나 사회과학 분야에서 수집한 연구가 현실적으로 이러한 분포를 갖는 것은 불가능하다. 그러나 일반적으로 왜도가 3 이하, 첨도가 10 이하이면 구조방정식 모형 분석에 무리가 없는 것으로 알려져 있다(배병렬, 2007). 이 기준에 의하면 본 분석에 투입한 모든 변수들은 정상분포로 간주할 수 있어 분석에 무리가 없는 것으로 볼 수 있다.

2. 개념의 신뢰도 및 타당성 검증

본 분석에 사용된 잠재변수들의 신뢰도와 타당도 검증을 위하여 요인분석(factor analysis)과 신뢰도 검증을 실시하였다.

요인분석은 주성분 분석법(Principal Component Analysis)을 이용하였고, 요인들이 독립성을 유지하도록 직각회전을 하는 Varimax 회전법을 사용하였다. 요인추출의 기준은 고유값 1 이상으로 하였다. 요인분석 결과 전체 자료에 대한 표본 적합성을 검정하는 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)값은 .719이었다. 이 값은 일반적 기준인 .6을 초과하는 것으로서 본 연구에 사용된 표본이 요인분석에 적합하다는 것을 나타내 준다. 모집단 상관행렬이 단위행렬이라는 귀무가설의 기각여부를 검증하는 Barlett의 구형성 검정 결과 또한 (근사 카이제곱 3222.609, d.f.=78, $p < .001$) 유의하게 나타났다. 요인분석 결과 모두 다섯 개의 요인들이 추출되었는데, 이들 요인들은 총분산의 68.496%를 설명하였고, 이론적 배경에 따라 본 연구의 모형에서 설정한 대로 적절히 분류되었다. 또한 각 관측변수들의 내적 일관성을 알아보기 위해서 신뢰도 분석을 실시하였다. 분석에 사용된 값은 Cronbach's α 이며 모든 값들이 일반적으로 허용되는 기준인 .6을 넘고 있었다. 아래의 <표 3>은 위와 같은 요인분석과 신뢰도분석(Cronbach's α)의 결과를 정리한 것이다.

<표 3> 관측변수의 타당도와 신뢰도 분석 결과

잠재변수	관측변수	요인 적재량	고유치	% 분산	누적 % 분산	신뢰도
가정사회자본	의견존중정도	.802	2.217	17.053	17.053	.725
	대화정도	.760				
	물질지원정도	.732				
	성적관심정도	.633				
통합적 학습태도	통합학습태도1	.765	1.850	14.228	31.281	.672
	통합학습태도2	.760				
	통합학습태도3	.759				
가정인간자본	여성보호자학력	.909	1.700	13.077	44.358	.817
	남성보호자학력	.896				
학업성취	내신 등급	.853	1.578	12.141	56.499	.732
	교과목 자신감	.838				

학생문화자본	문학독서정도	.859	1.560	11.998	68.496	.706
	교양독서정도	.852				

3. 상관관계 분석

아래의 <표 4>는 본 분석에 투입된 측정변수 간의 상관관계를 나타낸 것이다. 대부분의 변수들이 $P<.05$, $P<.01$ 의 수준에서 유의미한 상관관계를 가지고 있었다. 그러나 가정사회자본을 구성하는 변수들과 통합적 학습태도를 구성하는 변수들 사이의 상관관계는 대체로 유의하지 않았다. 이는 가정사회자본이 통합적 학습태도에 직접적인 영향을 끼치기보다는 학생문화자본을 경유하여 간접적으로 영향을 끼치고 있음을 시사하는 것이다.

<표 4> 상관계수

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. 남성보호자학력	1.000												
2. 여성보호자학력	.693**	1.000											
3. 의견존중정도	.164**	.135**	1.000										
4. 성적관심정도	.205**	.140**	.368**	1.000									
5. 물질지원정도	.150**	.144**	.447**	.383**	1.000								
6. 대화정도	.116**	.070*	.501**	.309**	.379**	1.000							
7. 문학독서정도	.148**	.145**	.062*	.125**	.146**	.119**	1.000						
8. 교양독서정도	.198**	.195**	.071*	.126**	.170**	.096**	.553**	1.000					
9. 통합학습태도1	.124**	.128**	.075*	.014	.112**	.065*	.156**	.155**	1.000				
10. 통합학습태도2	.089**	.070*	.051	.015	.023	.045	.160**	.165**	.395**	1.000			
11. 통합학습태도3	.070*	.087**	.049	.034	-.007	.045	.122**	.185**	.445**	.380**	1.000		
12. 내신등급	.189**	.153**	.142**	.176**	.129**	.109**	.267**	.215**	.264**	.217**	.234**	1.000	
13. 교과목자신감	.234**	.196**	.137**	.175**	.154**	.118**	.253**	.257**	.282**	.177**	.277**	.588**	1.000

N=1,014 * $P<.05$ ** $P<.01$

4. 구조방정식모형 추정 결과

가. 전체 모형

1) 모형의 적합도 검증

구조방정식 모형의 적합도를 판단하기 위한 여러 지표들 중에서 본 연구가 기준으로 삼은 지표와 그 결과는 아래의 <표 5>와 같다.

〈표 5〉 구조방정식 모형 평가지수

χ^2	df	GFI	NFI	RMSEA
117.889.(P=.00)	57	.983	.964	.032

가) Chi-square(χ^2)

구조방정식 모형을 평가하기 위한 영가설은 연구자가 설정한 모형의 공분산행렬이 모집단의 공분산행렬과 같다는 것이다. 따라서 영가설이 맞는다면 χ^2 값은 0이 되어야 한다. 따라서 구조방정식모형 평가에 있어 χ^2 값이 크고 확률값이 유의미하면 모형이 적합하지 않다고 할 수 있다(배병렬, 2005: 208-210). 이러한 기준에 의하면 본 연구모형은 적합한 모형으로 평가하기 어렵다. 그러나 χ^2 는 표본크기가 큰 경우에는 통계적 검정력이 증가하기 때문에 사소한 차이도 모형을 기각하는 것으로 평가할 수 있다(배병렬, 2005: 209). 따라서 본 연구와 같이 사례수가 큰 경우에는 다른 평가지수를 고려해서 모형의 적합도를 판단할 필요가 있다.

나) 합치도(GFI: Goodness-of-Fit-Index)

GFI는 모형공분산행렬에 의해 설명되는 표본공분산행렬의 상대적인 분산과 공분산의 양을 측정하는 척도이다. 그러므로 이 값은 회귀분석에서의 R^2 와 비슷하게 해석된다. GFI는 표본크기의 변화나 다변량정규성의 위반에 별로 영향을 받지 않으면서 연구모형의 적합도를 잘 설명해 주는 것으로 평가되고 있다. GFI의 범위는 0-1 사이의 값을 갖는데, 보편적으로 권장되는 수용기준은 .90이상이다(배병렬, 2005:211). 따라서 GFI값으로 판단해 보았을 때 본 연구모형은 적합하다고 볼 수 있다.

다) 표준적합지수(NFI: Normal Fit Index)

NFI는 모든 관측변수의 상관관계가 0이라고 가정한 기초모형에 비해 제안모형이 어느 정도나 향상되었는지를 측정한 것이며 일반적으로 .90 이상이면 수용할 만하다고 본다(배병렬, 2005: 215-216). 따라서 본 연구모형의 NFI값 .969는 본 연구모형이 기초모형에 비해 96.9% 향상되었음을 의미하는 것으로서 적합한 구조방정식모형임을 말해 주고 있다.

라) 근사오차평균자승의 이중근(RMSEA)

RMSEA는 표본크기가 상당히 큰 연구모형을 기각시키는 χ^2 통계량의 한계를 극복하기 위해 개발된 적합지수이다. Steiger(1990)는 이 값이 .10 이하이면 자료를 잘 적합시키고, .05 이하이면 매우 잘 적합시키며, .01 이하이면 가장 좋은 적합도라고 하였다. 따라서 본 연구 모형의 RMSEA 값은 본 연구모형이 매우 좋은 모형임을 보여주고 있다.

2) 측정모델과 구조모델의 모수추정치 비교

다음으로 본 연구모형의 측정모델과 구조모델의 모수추정치를 살펴 보았다. 아래의 <표 6>은 측정모형의 모수추정치를 정리한 것이다.

<표 6> 측정모형의 모수추정치

측정변수	가정인간자본	가정사회자본	학생문화자본	통합학습태도	학업성취
남성보호자학력	1.00				
여성보호자학력	.797(.069)***				
의견존중정도		1.00			
성적관심정도		.718(.053)***			
물질지원정도		.822(.054)***			
대화정도		.909(.059)***			
문학독서정도			1.00		
교양독서정도			.882(.080)***		
통합학습태도1				1.00	
통합학습태도2				.708(.056)***	
통합학습태도3				.947(.071)***	
교과목자신감					1.00
내신등급					.771(.053)***

() 표준오차. *** p<.001

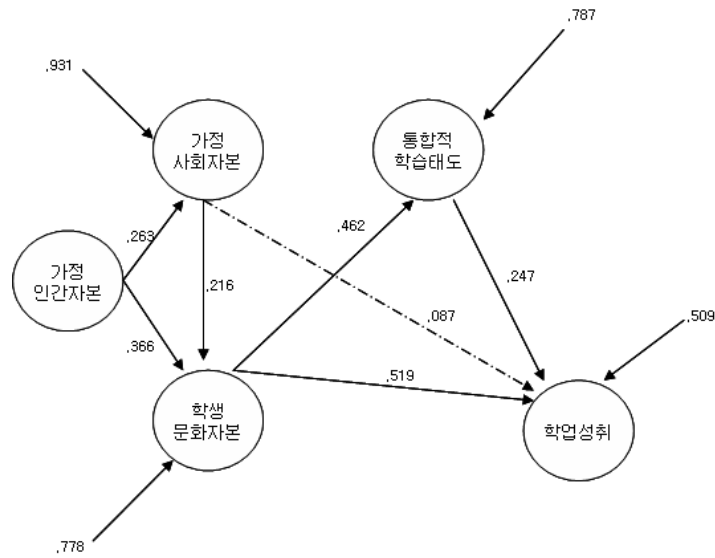
위의 <표 6>에서 볼 수 있는 것처럼 잠재변수가 설명 가능한 척도를 가지게 하기 위해 각 잠재변수를 설명하는 측정변수 중 임의의 한 변수에 1의 값을 부여하여 참조변수로 사용하였다. 분석결과 각 측정변수의 t-value가 P<.001 수준에서 모두 유의미한 결과를 보여 주고 있어서 각각의 측정변수가 잠재변수를 타당하게 설명하는 것으로 판단할 수 있다.

아래의 <표 7>은 본 연구에서 설정한 연구모형의 구조모형 모수추정치를 정리한 것이고, [그림 2] 는 구조모형의 추정 결과를 그림으로 나타낸 것이다. 그림에서 실선은 유의한 경로이고 점선은 유의미하지 않은 경로이다.

<표 7> 구조모형의 모수추정치

경로	추정치	표준화 추정치	표준 오차	임계치 (C.R)
가정인간자본 → 가정사회자본	.114	.263	.019	6.136***
가정인간자본 → 학생문화자본	.099	.366	.018	5.552***
가정사회자본 → 학생문화자본	.135	.216	.038	3.535***
가정사회자본 → 학업성취	.119	.087	.072	1.654
학생문화자본 → 통합적 학습태도	.406	.462	.078	5.213***
학생문화자본 → 학업성취	1.135	.519	.268	4.233***
통합적 학습태도 → 학업성취	.614	.247	.165	3.730***
$R^2(SMC)$	가정사회자본 : .069 학생문화자본 : .222			
	통합적 학습태도: .213 학업성취 : .491			

*P<.05 **P<.01 ***P<.001



[그림 2] 구조모형 추정 결과

위의 <표 7>과 [그림 2] 에서 볼 수 있는 것처럼 잠재변수들 사이에서 직접효과를 갖는 것으로 가정되었던 경로 중에서 학업성취에 대한 가정사회자본의 영향력을 제외한 모든 경로가 유의미했으며, 이들 잠재변수들로 학업성취 변량의 49.1%를 설명할 수 있었다. 구체적으로 가정인간자본은 가정사회자본과 학생문화자본에 각각 유의미한 직접효과를 갖고 있었으며, 가정사회자본은 학생문화자본에 유의미한 영향력을 행사하고 있었다. 또한 학생문화자본은 학업성취에 직접효과를 갖는 것으로 가정되었던 모든 잠재변수 중에서 가장 큰 영향력을 행사하고 있었으며, 통합적 학습태도에도 상당한 영향력을 행사하는 것으로 나타났다. 통합적 학습태도도 학생문화자본에 미치지지는 못하지만 학업성취에 유의미한 영향력을 행사하는 것으로 나타났다. 그런데 학생문화자본은 가정인간자본의 영향을 받고 있으며, 통합적 학습태도는 가정인간자본으로부터 학생문화자본을 경유하는 간접적인 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 한국 사회에서 가정인간자본으로 대표되는 사회경제적 배경이 학업성취에 직간접적인 영향력을 행사하고 있는 제 자본에 영향을 끼치고 있음을 의미하는 것으로서 한국 사회의 계층간 학업성취 격차가 구조적인 차원의 문제임을 시사하는 것이다.

3) 효과 분해

아래의 <표 8>은 연구 모형에 나타난 각 경로의 효과를 전체효과, 직접효과, 간접효과로 나누어 정리한 것이다.

〈표 8〉 전체 효과, 직접 효과, 간접 효과

추정변수	전체효과		직접효과		간접효과		간접효과경로
	비표준화	표준화	비표준화	표준화	비표준화	표준화	
가정인간자본	.114**	.263	.114***	.263	-	-	가정인간자본 → 가정사회자본
	.115**	.422	.099***	.366	.015**	.057	가정인간자본 → 학생문화자본
	.047**	.195	-	-	.047**	.195	가정인간자본 → 통합적 학습태도
	.172**	.291	-	-	.172**	.291	가정인간자본 → 학업성취
가정사회자본	.135**	.216	.135***	.216	-	-	가정사회자본 → 학생문화자본
	.055**	.100	-	-	.055**	.100	가정사회자본 → 통합적 학습태도
	.306**	.224	.119	.087	.187**	.137	가정사회자본 → 학업성취
학생문화자본	.406**	.462	.406***	.462	-	-	학생문화자본 → 통합적 학습태도
	1.384**	.633	1.135***	.519	.249**	.114	학생문화자본 → 학업성취
통합적 학습태도	.614*	.247	.614***	.247	-	-	통합적 학습태도 → 학업성취

*P<.05 **P<.01 ***P<.001

AMOS에서 제공하는 부트스트랩(bootstrap)을 실시한 결과 본 연구에서 설정한 모든 간접효과와 전체효과가 유의했다. 또한 최대우도법(ML)에 의해 추정된 직접효과도 학업성취에 대한 가정사회자본의 영향력을 제외하고는 모두 유의했다. 학업성취에 대한 직접효과의 크기는 학생문화자본(.519), 통합적 학습태도(.247)의 순이었으며, 간접효과까지를 고려한 전체효과는 학생문화자본(.633), 가정인간자본(.291), 통합적 학습태도(.247), 가정사회자본(.224)의 순이었다. 특히, 가정사회자본은 학업성취에 대해 유의미한 직접효과를 갖지는 않았지만, 학업성취에 가장 큰 영향력을 행사하는 학생문화자본에 유의미한 직접효과를 가지고 있었고, 통합적 학습태도에도 유의미한 간접효과를 가짐으로써 학업성취에 유의미한 전체효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 Coleman(1988)이 지적한 대로 사회경제적 배경으로부터 비교적 독립적으로 존재하는 가정사회자본이 사회경제적 배경에 따른 학업성취 격차의 완화에 실질적인 기여를 할 수 있음을 시사하는 것이다.

나. 집단 비교 모형

학업성취에 대한 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본의 구조적 관계를 집단별로 비교해 보기 위해 성별과 학원과의 수강여부, 소득을 기준으로 한 집단별 모형을 비교 분석하였다.

1) 성별 비교

아래의 <표 9>는 학생의 성별에 따른 구조방정식 모형을 비교한 것이다.

<표 9> 성별에 따른 구조방정식 모형 비교

경로	남자(N=471)				여자(N=543)				등가비제약모델 추정시 χ^2 변화량
	b	β	표준 오차	임계치 (C.R)	b	β	표준 오차	임계치 (C.R)	
가정인간자본 → 가정사회자본	.085	.197	.027	3.198**	.133	.318	.025	5.277***	1.910
가정인간자본 → 학생문화자본	.091	.402	.024	3.850***	.095	.322	.025	3.788***	1.462
가정사회자본 → 학생문화자본	.149	.283	.050	2.944**	.133	.189	.057	2.321*	2.699
가정사회자본 → 학업성취	.142	.088	.122	1.159	.099	.081	.088	1.123	1.813
학생문화자본 → 통합적 학습태도	.502	.504	.135	3.707***	.356	.438	.098	3.618***	2.107
학생문화자본 → 학업성취	1.527	.501	.518	2.948**	.892	.514	.306	2.915**	3.268
통합적 학습태도 → 학업성취	.911	.298	.292	3.117**	.459	.215	.193	2.374*	4.009*
R^2	가정사회자본: .039 학생문화자본: .289 통합적 학습태도: .254 학업성취: .540				가정사회자본: .101 학생문화자본: .178 통합적 학습태도: .192 학업성취: .443				-
모형적합도지수	$\chi^2=69.342(P=.126, d.f=57)$ GFI=.978 RMSEA=.021				$\chi^2=117.969(P=.000, d.f=57)$ GFI=.968 RMSEA=.044				26.710(d.f=15) *

*P<.05 **P<.01 ***P<.001

위의 <표 9>에서 볼 수 있는 것처럼 학생의 성별 차이에도 불구하고 모수추정치의 유의성 여부는 남녀 간에 차이가 없었다. 구체적으로 본 연구모형에서 설정한 경로 중에서 학업성취에 대한 가정사회자본의 영향력은 두 집단 모두에서 유의하지 않았고, 그 외의 모든 경로는 두 집단 모두에서 유의했다. 그러나 모수추정치의 크기는 남녀간에 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히 통합적 학습태도에 대한 학생문화자본의 영향력과 학업성취에 대한 학생문화자본 및 통합적 학습태도의 영향력은 남녀 집단 사이에서 다른 경로에 비해 더 큰 차이가 있는 것으로 나타났다. 이들 경로의 모수추정치는 공통적으로 남학생의 추정치가 여학생의 추정치에 비해 높게 나타났는데, 이는 여학생에 비해 남학생이 학생문화자본과 통합적 학습태도를 가지고 있을 때 더 높은 학업성취를 얻게 된다는 것을 의미하는 것이다. 특히, 이들 경로 중에서 모든 경로에 대해 등가제약을 가한 모델(cross-group equality constraint model)과 각각의 경로에 대해 집단 간 등가제약을 가하지 않은 모델(equality unconstrained model)의 카이스퀘어값의 변화량을 기준으로 하여 개별 경로의 집단간 모수추정치의 차이가 갖는 유의성을 살펴 본 결과 통합적 학습태도가 학업성취에 대해 갖는 영향력의 차이가 남녀 집단 사이에서 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 이상과 같은 결과는 여학생에 비해 남학생의 학업성취가 사회경제적 배경에 더 큰 영향을 받고 있음을 의미하는 것이다.

아래의 <표 10>은 남녀 학생의 학업성취 모형에 나타난 각 경로의 효과를 전체효과, 직접효과, 간접효과로 나누어 정리한 것이다. <표 10>에서 알 수 있는 것처럼 학업성취에 대한 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본, 통합적 학습태도의 전체효과는 남학생에게서 모두 크게 나타났다. 간접효과의 측면에서는 학업성취에 대해 가정사회자본과 학생문화자본이 갖는 간접효과가 남학생에게서 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과 또한 여학생보다는 남학생의 학업성취가 가정의 사회경제적 배경의 영향을 더 많이 받고 있으며, 이를

바탕으로 형성되는 학생문화자본과 통합적 학습태도의 영향도 더 많이 받고 있음을 의미하는 것이다.

<표 10> 남자와 여자의 전체 효과, 직접 효과, 간접 효과

추정 변수	전체효과				직접효과				간접효과				간접효과경로
	비표준화		표준화		비표준화		표준화		비표준화		표준화		
	남	여	남	여	남	여	남	여	남	여	남	여	
가정 인간 자본	.085**	.133**	.197	.318	.085**	.133***	.197	.318	-	-	-	-	가정인간자본→가정사회자본
	.014**	.113**	.457	.382	.091***	.095***	.402	.322	.013**	.018*	.056	.060	가정인간자본→학생문화자본
	.052**	.040**	.230	.167	-	-	-	-	.052**	.040**	.230	.167	가정인간자본→통합학습태도
	.218**	.132**	.315	.259	-	-	-	-	.218**	.132**	.315	.259	가정인간자본→학업성취
가정 사회 자본	.149**	.133*	.283	.189	.149**	.133*	.283	.189	-	-	-	-	가정사회자본→학생문화자본
	.075**	.048*	.142	.083	-	-	-	-	.075**	.048*	.142	.083	가정사회자본→통합학습태도
	.436**	.240**	.272	.196	.142	.099	.088	.081	.295**	.141*	.184	.115	가정사회자본→학업성취
학생 문화 자본	.502**	.356**	.504	.438	.502***	.356***	.504	.438	-	-	-	-	학생문화자본→통합학습태도
	1.984**	1.056**	.651	.609	1.527**	.892**	.501	.514	.457**	.164*	.150	.094	학생문화자본→학업성취
통합 학습 태도	.911*	.459	.298	.215	.911**	.459*	.298	.215	-	-	-	-	통합학습태도→학업성취

*P<.05 **P<.01 ***P<.001(전체효과와 간접효과와 유의수준은 bootstrap에 의해 추정된 것이고, 직접효과는 ML에 의해 추정된 것임)

2) 학원과외 수강 경험 집단과 비경험 집단 비교

아래의 <표 11>은 학원이나 과외를 수강한 경험이 있는 집단과 그렇지 않은 집단 간의 구조방정식 모형을 비교한 것이다. <표 11>에서 볼 수 있는 것처럼 학원이나 과외를 수강한 경험이 있는 집단과 그렇지 않은 집단 간에는 모수추정치 유의성 여부에서 차이가 있었다. 그 차이는 학생문화자본에 대한 가정사회자본의 영향력과 학업성취에 대한 학생문화자본 및 통합적 학습태도의 영향력을 살피는 경로에서 비롯되었다. 구체적으로 학원이나 과외를 수강한 경험이 있는 집단은 학원이나 과외를 수강한 경험이 없는 집단에서 유의했던 학생문화자본에 대한 가정사회자본의 영향력과 학업성취에 대한 학생문화자본의 영향력이 유의하지 않았으며, 학원이나 과외를 수강한 경험이 없는 집단은 학원이나 과외를 수강한 경험이 있는 집단에게서 유의했던 학업성취에 대한 통합적 학습태도의 영향력이 유의하지 않았다. 이들 경로 중에서 등가제약모델과 비제약모델의 카이스퀘어값의 변화량을 기준으로 하여 개별 경로의 집단간 모수추정치의 차이가 갖는 유의성을 살펴 본 결과 학생문화자본에 대한 가정사회자본의 영향력 차이가 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 이러한 결과는 학원이나 과외를 수강한 경험이 없는 집단의 경우에 가정사회자본과 학생문화자본이 학업성취와 관련하여 훨씬 더 큰 의미를 갖는다는 것을 의미한다. 나아가 한국 사회에서 사교육 여부를 결정짓는 가장 큰 요인이 가정의 경제력이라는 점을 감안한다면(양정호, 2003), 이는 가정의 경제적 여건 때문에 학원이나 과외를 수강하지 못하는 학생들이 가정

사회자본과 학생문화자본을 통해 일정 정도 학업성취 격차를 만회할 수 있음을 시사하는 것이기도 하다.

<표 11> 학원과외 수강 경험 집단과 비경험 집단 비교

경로	수강 경험 집단(N=471)				비경험 집단(N=543)				모형비교 χ^2 변화량
	b	β	표준 오차	임계치 (C.R)	b	β	표준 오차	임계치 (C.R)	
가정인간자본 → 가정사회자본	.105	.233	.029	3.604***	.091	.206	.026	3.487***	.090
가정인간자본 → 학생문화자본	.121	.358	.034	3.590***	.068	.264	.022	3.109**	.001
가정사회자본 → 학생문화자본	.022	.030	.065	.344	.186	.317	.051	3.619***	5.371*
가정사회자본 → 학업성취	.141	.094	.096	1.471	.039	.032	.109	.357	1.221
학생문화자본 → 통합적 학습태도	.342	.445	.130	2.626**	.403	.421	.117	3.446***	.208
학생문화자본 → 학업성취	.562	.279	.299	1.882	1.286	.625	.456	2.819**	1.936
통합적 학습태도 → 학업성취	.946	.361	.258	3.668***	.391	.182	.209	1.872	.369
R^2	가정사회자본:.054 학생문화자본:.134 통합적 학습태도:.198 학업성취 : .316				가정사회자본 :.042 학생문화자본 :.205 통합적 학습태도 :.177 학업성취 : .537				-
모형적합도지수	$\chi^2=53.978(P=.589, d.f=57)$ GFI=.983 RMSEA= .000				$\chi^2=122.960(P=.000, d.f=57)$ GFI=.967 RMSEA= .046				24.864(d.f=15)

*P<.05 **P<.01 ***P<.001

아래의 <표 12>는 학원·과외 수강 경험 유무에 따른 집단 간 학업성취 모형에 나타난 각 경로의 효과를 전체효과, 직접효과, 간접효과로 나누어 정리한 것이다. <표 12>에서 알 수 있는 것처럼 학업성취에 대한 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본의 전체효과는 학원이나 과외를 수강한 경험이 없는 집단에게서 더 크게 나타났다. 특히, 학업성취에 대한 가정사회자본과 학생문화자본의 전체효과는 가정인간자본이 갖는 효과에 비해 더 큰 차이가 있었다. 구체적으로 사교육 수강 경험이 있는 집단의 경우에 학업성취에 대한 영향력은 학생문화자본(.439) - 통합적 학습태도(.361) - 가정인간자본(.183) - 가정사회자본(.107)의 순이었으며, 사교육 수강 경험이 없는 집단의 경우에는 학생문화자본(.701) - 가정사회자본(.255) - 가정인간자본(.237) - 통합적 학습태도(.182)의 순이었다. 또한, 사교육을 경험한 집단에서 학업성취에 대한 가정사회자본의 간접효과와 전체효과는 유의하지 않았다. 이는 경제적인 여건 등의 이유에서 사교육을 받지 못하는 집단에서 가정사회자본과 학생문화자본이 실질적인 영향력을 행사한다는 것을 다시 한 번 확인해 주는 것으로서 이들 집단에서 가정사회자본과 학생문화자본은 학업성취 격차의 감소를 위해 실질적인 기능을 수행할 수 있음을 시사하는 것이다. 한편, 통합적 학습태도가 학업성취에 대해 갖는 전체효과는 학원이나 과외를 수강한 경험이 있는 집단에게서 더 크게 나타났다. 이는 학생들이 사교육 수강을 통해 많은 양의 교과 관련 지식을 주입받는다 하더라도 학생문화자본의 확충을 통해 통합적 학습태도를 갖추지 못한다면 사교육경험 자체는 학업성취에 제한적인 효과만을 가질 뿐이라는 사실을 시사하는 것이다.

<표 12> 학원과외 수강집단과 비수강집단의 전체 효과, 직접 효과, 간접 효과

추정 변수	전체효과				직접효과				간접효과				간접효과경로
	비표준화		표준화		비표준화		표준화		비표준화		표준화		
	수강	비수강	수강	비수강	수강	비수강	수강	비수강	수강	비수강	수강	비수강	
가정 인간 자본	.105**	.091**	.233	.206	.105***	.091***	.233	.206	-	-	-	-	가정인간자본→가정사회자본
	.123**	.085**	.365	.329	.121***	.068**	.358	.264	.002	.017**	.007	.065	가정인간자본→학생문화자본
	.042**	.034**	.163	.138	-	-	-	-	.042**	.034**	.163	.138	가정인간자본→통합학습태도
	.124**	.126**	.182	.237	-	-	-	-	.124**	.126**	.182	.237	가정인간자본→학업성취
가정 사회 자본	.022	.186**	.030	.317	.022	.186***	.030	.317	-	-	-	-	가정사회자본→학생문화자본
	.008	.075**	.013	.134	-	-	-	-	.008	.075**	.013	.134	가정사회자본→통합학습태도
	.160	.308**	.107	.255	.141	.039	.094	.032	.020	.269**	.013	.223	가정사회자본→학업성취
학생 문화 자본	.342**	.403**	.445	.421	.342**	.403***	.445	.421	-	-	-	-	학생문화자본→통합학습태도
	.886**	1.443**	.439	.701	.562	1.286**	.279	.625	.324*	.157	.161	.077	학생문화자본→학업성취
통합 학습 태도	.946*	.391	.361	.182	.946***	.391	.361	.182	-	-	-	-	통합학습태도→학업성취

*P<.05 **P<.01 ***P<.001(전체효과와 간접효과와 유의수준은 bootstrap에 의해 추정된 것이고, 직접효과는 ML에 의해 추정된 것임)

3) 고소득 집단과 저소득 집단 비교

아래의 <표 13>은 월평균 가구소득 400만원 이상의 고소득 집단과 400만원 미만의 저소득 집단 간의 구조방정식 모형을 비교한 것이다.

<표 13> 소득별 집단 비교

경로	고소득 집단(N=293)				저소득 집단(N=721)				모형비교 x ² 변화량
	b	β	표준 오차	임계치 (C, R)	b	β	표준 오차	임계치 (C, R)	
가정인간자본 → 가정사회자본	.119	.240	.039	3.304**	.093	.207	.024	3.910***	.317
가정인간자본 → 학생문화자본	.162	.405	.046	3.535***	.089	.308	.022	3.958***	2.919
가정사회자본 → 학생문화자본	.244	.303	.088	2.780**	.122	.191	.045	2.744**	1.434
가정사회자본 → 학업성취	-.013	-.008	.177	-.075	.149	.122	.072	2.078*	.381
학생문화자본 → 통합적 학습태도	.292	.428	.092	3.155**	.368	.430	.100	3.697***	.145
학생문화자본 → 학업성취	1.297	.629	.437	2.965**	.753	.394	.264	2.855**	5.025*
통합적 학습태도 → 학업성취	.756	.250	.323	2.345*	.667	.300	.171	3.910***	1.459
R ²	가정사회자본: .058 학생문화자본: .314 통합적 학습태도: .183 학업성취 : .588				가정사회자본 : .043 학생문화자본 : .156 통합적 학습태도 : .185 학업성취 : .395				-
모형적합도지수	x ² =69.495(P=.124, d.f=57) GFI=.966 RMSEA=.027				x ² =99.305(P=.000, d.f=57) GFI=.979 RMSEA=.032				22.196(d.f=15)

*P<.05 **P<.01 ***P<.001

<표 13>에서 볼 수 있는 것처럼 고소득 집단과 저소득 집단 사이에는 모수추정치 유의성 여부에서 차이가 있었다. 그 차이는 학업성취에 대한 가정사회자본의 영향력을 살피는 경로에서 비롯된 것으로서 고소득 집단에서는 학업성취에 대한 가정사회자본의 영향력

이 유의하지 않았던 반면에 저소득 집단에서는 유의한 것으로 나타났다. 이는 저소득 계층의 자녀들에게 가정사회자본이 학업성취와 관련하여 큰 의미를 갖는다는 것을 다시 한 번 확인해 주는 것이다. 이 외에도 학생문화자본에 대한 가정인간자본 및 가정사회자본의 영향력과 학업성취에 대한 학생문화자본의 영향력을 살피는 경로는 경로의 유의성 여부에서는 차이가 없었지만 모수추정치에서 비교적 큰 차이를 보이고 있었다. 이들 경로는 모두 고소득 집단에서 더 큰 값을 가지고 있었다. 이들 경로 중에서 등가제약모델과 비제약모델의 카이스퀘어값의 변화량을 기준으로 하여 개별 경로의 집단간 모수추정치의 차이가 갖는 유의성을 살펴 본 결과 학업성취에 대한 학생문화자본의 영향력을 살피는 경로가 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 이는 고소득집단이 저소득집단에 비해 학업성취와 관련하여 학생문화자본이 훨씬 더 큰 의미를 갖는다는 것을 의미하는 것으로서 높은 소득을 바탕으로 다양한 사교육 활동과 예술적 문화자본의 향유가 가능한 고소득 계층에서도 여전히 독서활동으로 대표되는 학생문화자본이 학업성취와 관련하여 큰 의미를 갖는다는 것을 의미한다.

아래의 <표 14>는 소득 수준에 따른 집단 간 학업성취 모형에 나타난 각 경로의 효과를 전체효과, 직접효과, 간접효과로 나누어 정리한 것이다.

<표 14> 소득별 집단의 전체 효과, 직접 효과, 간접 효과

추정 변수	전체효과				직접효과				간접효과				간접효과경로
	비표준화		표준화		비표준화		표준화		비표준화		표준화		
	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	
가정 인간 자본	.119**	.093**	.240	.207	.119**	.093***	.240	.207	-	-	-	-	가정인간자본→가정사회자본
	.191**	.100**	.478	.348	.162***	.089***	.405	.308	.029	.011*	.073	.040	가정인간자본→학생문화자본
	.056**	.037**	.204	.149	-	-	-	-	.056**	.037**	.204	.149	가정인간자본→통합학습태도
	.288**	.114**	.350	.207	-	-	-	-	.288**	.114**	.350	.207	가정인간자본→학업성취
가정 사회 자본	.244	.122*	.303	.191	.244**	.122**	.303	.191	-	-	-	-	가정사회자본→학생문화자본
	.071**	.045*	.129	.082	-	-	-	-	.071*	.045*	.129	.082	가정사회자본→통합학습태도
	.358**	.271**	.215	.222	-.013	.149*	-.008	.122	.371*	.122*	.223	.100	가정사회자본→학업성취
학생 문화 자본	.292**	.368**	.428	.430	.292**	.368***	.428	.430	-	-	-	-	학생문화자본→통합학습태도
	1.518**	.998**	.736	.523	1.297**	.753**	.629	.394	.221*	.246**	.107	.129	학생문화자본→학업성취
통합 학습 태도	.756	.667*	.250	.300	.756*	.667***	.250	.300	-	-	-	-	통합학습태도→학업성취

*P<.05 **P<.01 ***P<.001(전체효과와 간접효과와 유의수준은 bootstrap에 의해 추정된 것이고, 직접효과는 ML에 의해 추정된 것임)

위의 <표 14>에서 알 수 있는 것처럼 학업성취에 대한 가정인간자본, 가정사회자본, 학생문화자본 및 통합적 학습태도의 전체효과는 고소득 집단에서 더 크게 나타났다. 특히, 고소득 집단에서는 학업성취에 대한 가정인간자본과 학생문화자본의 전체효과가 가정사회자본이 갖는 효과에 비해 더 크게 나타났다. 구체적으로 고소득 집단의 경우 학업성취에 대한 전체효과는 학생문화자본(.736) - 가정인간자본(.350) - 통합적 학습태도(.250) - 가정사

회자본(.215)의 순으로 나타난 반면에 저소득 집단의 경우에는 학생문화자본(.523) - 통합적 학습태도(.300) - 가정사회자본(.222) - 가정인간자본(.207)의 순이었다. 이러한 결과는 소득 수준에 관계없이 학생문화자본은 학업성취에 가장 큰 영향을 끼치는 변인이라는 점과 고소득 계층에서는 가정인간자본이, 저소득계층에서는 가정사회자본이 학업성취에 상대적으로 큰 영향을 끼친다는 사실을 말해주고 있다.

V. 논의 및 결론

본 연구는 가정인간자본과 가정사회자본, 학생문화자본이 통합적 학습태도 및 학업성취와 관련하여 어떠한 구조적 관계를 가지고 있으며, 이러한 관계는 성별, 사교육 경험 여부, 소득에 따른 집단 간에 어떠한 차이를 보이는지를 살피기 위해 수행되었다. 전술한 분석 결과 다음과 같은 논의 사항과 결론을 도출할 수 있었다.

첫째, 한국 사회의 학업성취 격차가 상당히 구조적인 차원의 문제라는 것을 확인할 수 있었다. 여러 선행연구들에서는 한국 사회의 학업성취 격차가 지역과 계층에 따라 상당히 구조적인 차원에서 고착화되고 있음을 보고하고 있다(김경근, 2005; 유한구, 2006). 본 연구에서는 이러한 교육격차의 원인이 가정인간자본의 격차에서 비롯되고 있음을 확인할 수 있었다. 분석 결과 가정인간자본은 학업성취에 영향을 끼치는 제 자본 및 통합적 학습태도의 형성에 직간접적인 영향력을 행사하는 것으로 나타났다. 이러한 사실은 학업성취에 직접적인 영향력을 행사하는 부모관여에 가정의 경제수준보다는 부모의 교육수준이 더 큰 영향력을 행사하고 있다는 김일혁(2005)의 보고나 수능성적에 아버지의 교육수준은 유의미한 영향력을 행사하지만, 가계소득은 거주지역과 같은 추가적인 변수가 투입될 경우 통계적 유의성이 사라진다고 보고한 김경근(2005)의 연구결과와도 일치하는 것이다. 부모의 교육수준으로 측정된 가정인간자본이 학업성취 격차의 주요 원인이라는 사실은 세계 최상위권의 교육적 동질혼의 경향이 나타나고 있으며(김경근, 2005), 교육 수준에 따라 직업지위 및 가구 소득이 결정되는 정도 또한 강한 학력주의 한국 사회의 근본적인 사회구조가 바뀌지 않는 사회계층에 따른 학업성취 격차의 근본적인 해소는 상당히 어렵다는 점을 시사해 준다.

둘째, 학업성취 및 통합적 학습태도에 대한 학생문화자본의 영향력을 확인할 수 있었다. 본 연구에서는 고등학생의 학업성취에 영향을 끼칠 것으로 예상되는 학생문화자본을 중학교 시절의 독서량으로 측정하였다. 이는 과도한 입시준비 등으로 독서에 할애할 시간적 여력이 없는 한국 고등학생들의 처지와 학업성취에 대한 독서의 효과는 즉각적으로 발현되는 것이 아니라 상당한 시간이 지난 후에야 발현될 것으로 가정했기 때문이다. 분석 결과 이러한 학생문화자본은 학업성취에 대해서 직접효과는 물론 전체효과에서도 가장 큰 영향력을 행사하고 있었다. 또한 학생문화자본은 학업성취에 상당한 영향력을 행사하고 있는 통

합적 학습태도에도 직접적인 영향을 끼치고 있었다. 이러한 결과는 높은 소득을 바탕으로 하여 다양한 사교육 활동과 예술적 문화자본의 향유가 가능한 고소득 계층에서도 동일하게 나타났는데, 이는 한국 사회에서 독서활동을 통해 축적되는 학생문화자본이 학업성취에 커다란 의미를 갖는다는 점을 다시 한 번 확인해 주는 것이다.

셋째, 학생문화자본과 가정사회자본의 확충을 통한 학업성취 격차 완화의 가능성을 확인할 수 있었다. 전술한 바와 같이 학생문화자본은 학업성취에 상당한 영향력을 행사하는 것으로 나타났다. 또한, 가정사회자본은 학업성취에 직접효과를 갖지는 않았지만, 학생문화자본을 경유하여 학업성취에 간접적인 영향력을 행사하고 있었다. 특히, 경제적인 여건 등의 이유로 사교육을 경험하지 못한 학생들에게서 가정사회자본과 학생문화자본은 훨씬 더 큰 의미를 갖는 것으로 나타났다. 한편, 본 연구에서는 전술한 바와 같이 학생문화자본과 가정사회자본이 가정인간자본의 직접적인 영향을 받고 있음을 근거로 하여 한국 사회의 학업성취 격차가 구조적인 차원에서 비롯된 문제임을 지적한 바 있다. 이는 한국 사회의 계층간 학업성취 격차가 갖는 본질적인 성격을 지적한 것이다. 그러나 가정사회자본과 학생문화자본은 가정의 사회경제적 배경으로부터 일정 정도의 자율성을 갖고 있음에 주목할 필요가 있다. 실제로 본 연구에서 가정인간자본은 가정사회자본의 3.9% - 10.1% 정도만을 설명해 주고 있었다. 또한 백병부·김경근(2007)은 한국 사회의 사회문화적 특수성 때문에 학생문화자본의 계층적 편차가 그렇게 심하지 않다고 보고했다. 이러한 사실들을 고려할 때 학교 혹은 가정에서 사회경제적 지위가 낮은 가정의 학생들에게 가정사회자본과 학생문화자본의 확충해 주기 위한 정책적인 배려와 노력을 기울인다면 계층간 학업성취 격차를 일정 정도 완화시킬 수 있을 것으로 보인다.

넷째, 가정인간자본과 가정사회자본이 학업성취에 대해 갖는 영향력은 남학생에게서 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 학업성취에 대한 직접효과뿐만 아니라 전체효과에서도 일관되게 나타났다. 이는 여학생보다는 남학생이 사회경제적 배경에 더 큰 영향을 받고 있다는 김현주·이병훈(2005)의 연구결과와도 일치하는 것으로서 한국 사회에서 여학생이 갖는 독특한 동기 구조 및 이러한 동기 구조를 형성하게 하는 한국 사회의 독특한 사회문화적 배경에 대한 후속 연구의 필요성을 시사하는 것이다.

참고문헌

- 김경근(2000). “가족 내 사회적 자본과 아동의 학업성취.” *교육사회학연구*, 10(1), 21-40.
- 김경근(2004). *한국의 사회변동과 교육*. 서울: 문음사.
- 김경근(2005). “한국 사회 교육격차의 실태 및 결정요인.” *교육사회학연구*, 15(3), 1-27.
- 김경근(2006). “학업성취에 대한 가족해체의 영향.” *교육사회학연구*, 16(1), 27-49.
- 김경근·변수용(2007). “한국사회에서의 학업성취에 대한 문화자본의 영향”. *교육사회학연구*, 17(1), 23-51.
- 김경식·안우환(2003). “학업성취 결정요인으로서 가족의 사회적 자본 탐색.” *교육학논총*, 24 (1), 81-99.
- 김동춘(1999). *근대의 그늘*. 서울: 당대.
- 김신일(2000). *교육사회학*. 서울: 교육과학사.
- 김영화(2000). *한국의 교육과 사회*. 서울: 교육과학사.
- 김영화·김병관(1999). “한국 산업화 과정에서의 교육과 사회계층 이동.” *교육학연구*, 37(1), 155-172.
- 김일혁(2005). “고등학생의 가정배경 요인과 수학성취도와의 구조적 관계.” 박사학위논문. 연세대학교.
- 김정숙(1999). “문화자본이 학업성취에 미치는 영향.” 석사학위논문. 고려대학교.
- 문은식·김충희(2003). “부모의 학습지원행동과 초·중학생의 학업동기 및 학업성취도와의 관계.” *교육심리연구*, 17(2), 271-288.
- 방하남·김기현(2002). “기회와 불평등: 고등교육 기회에 있어서 사회계층간 불평등의 분석.” *한국사회학*, 36(4), 193-222.
- 배병렬(2005). *구조방정식모델: 이해와 활용*. 서울: 청람.
- 배병렬(2007). *AMOS 7에 의한 구조방정식 모델링: 원리와 실제*. 서울: 청람.
- 백병부·김경근(2007). “학업성취와 경제자본, 사회자본, 문화자본의 구조적 관계.” 2007 교육사회학회 하계학술대회 논문집. 99-127. 8월 25일. 부산: 금련산 청소년 수련원.
- 오욱환(2001). *한국 사회의 교육열: 기원과 심화*. 서울: 교육과학사.
- 유한구(2006). *사회계층과 교육격차*. 서울: 한국직업능력개발원.
- 이건만(2006). “문화적 계급지배와 교육불평등: Pierre Bourdieu 문화재생산론의 음미.” *교육사회학연구*, 16(2), 111-139.
- 이정환(2002). “가족환경, 과외, 성적.” *한국사회학*, 36(6), 195-213.
- 장미혜(2002). “사회계층의 문화적 재생산 : 대학간 위계서열에 따른 부모의 계급구성의 차이”, *한국사회학*, 36 (4), 223-251.
- 장상수(2000). “교육기회의 불평등: 가족배경이 학력성취에 미치는 영향.” *한국사회학*, 34(3), 671-710.
- 조은(2001). “문화자본과 계급 재생산: 계급별 일상생활 경험을 중심으로.” *사회와 역사*, 60, 166-205.
- 주동범(1998). “학생배경과 학업성취: 어머니의 자녀교육에의 관여가 매개하는가?.” *교육사회학연구*, 8(1), 41-56.

- Aschaffenburg, K. & Ineke Mass.(1997). Cultural and educational careers: The dynamics of social reproduction. *American sociological review*, 62, 573-587.
- Bail, J., D. Demo & J. Wedman(1998). Family involvement with children's homework: An intervention in the middle grades. *Family relations*, 47, 149-157.
- Becker, S.(1993). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*(3rd ed.). Chicago: The University of Chicago Press.
- Bonnewitz, P.(2000). 부르디외 사회학 입문 [Première leçons sur la sociologie de P. Bourdieu] . (문경자 역). 서울: 동문선.(원전은 1997에 출판)
- Bourdieu. P. & Jean-Claude Passeron(1977). *Reproduction in education, society and culture*. London: Sage.
- Bourdieu. P.(1984). *Distinction: A social critique of judgement of taste*. Harvard University Press.
- Bourdieu. P.(1986). The forms of capital, In J.G. Richardson(ed.), *Handbook of theory and research for the sociology of education*. New York : Greenwood Press.
- Bourdieu. p. (1996). *The state nobility : Elite schools in the field of power*. Stanford: Stanford University Press.
- Bowls, S. & Herbert Gintis.(1976). *Schooling in capitalist America*. New York: Basic Books.
- Bracy, W.(1996). SES and involvement. *Phi Delta Kappan*, 78(2), 169-170.
- Calhoun, C., E. Lipuma & M. Postone(1993). *Bourdieu: Critical perspectives*. Chicago: Chicago University Press.
- Coleman, J., E. et al.(1966). *Equality of educational opportunity*. Washington. D.C: U.S. Government Printing Office.
- Coleman, J.S.(1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94, 95-120.
- Crook, C. J.(1997). *Cultural practices and socioeconomic attainment: The Australian experience*. Westport, CT: Greenwood Press.
- De Graaf, N. D., P. M. De Graaf & G. Kraaykamp(2000). Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective. *Sociology of education*, 73(2), 92-111.
- De Graaf, P. M.(1986). The impact of financial and cultural resources on educational attainment in Netherlands. *Sociology of education*, 73(2), 92-111.
- De Graaf, P. M.(1988). Parents' financial and cultural resources, grades, and transition to secondary school in the Federal Republic of Germany, *European Sociological Review*, 4, 209-221.
- Deslandes, R., E. Royer, D. Turcotte & R. Bertrand(1997). School achievement at the secondary level: Influence of parenting style and parent involvement on schooling. *McGill journal of education*, 32, 191-207.
- DiMaggio, P.(1982). Cultural capital and school success: the impact of status culture participation on the grades of U.S high school students. *American sociological review*, 47, 189-201.
- Dumais, S. A.(2002). Cultural capital , gender and school success: The role of habitus. *Sociology of education*, 75(1), 44-68.

- Ganzeboom, H., P. DeGraaf & P. Robert(1990). Cultural reproduction theory on socialist ground: Intergenerational transmission of inequalities in Hungary. *Research in social stratification and mobility*, 9, 79-104.
- Hao, L.(1994). *Kin support, welfare, and out-of-wedlock mothers*. New York: Garland.
- Harker, R. K.(2000). Reproduction, habitus and education, in D. Robbins. *Pierre Bourdieu* vol. 2. London: SAGE.
- Ho Sui-Chu, E. & J. D. Williams(1996). Effects of parental involvement on eight-grade achievement. *Sociology of education*, 69(2), 126-141.
- Hortacsu, N.(1995). Parents' education level, parents' beliefs, and child outcomes. *The journal of genetic psychology*, 156(3), 373-383.
- Jencks. C, M. et al(1972). *Inequality: A reassessment of the effect of family and schooling in America*. New York: Basic Books.
- Joppeke, C.(2000). The cultural dimensions of class formation and class struggle: On the social theory of pierre bourdieu, in D. Robbins. *Pierre Bourdieu* vol 3. London: SAGE.
- Kalmijn M. & G. Kraaykamp(1996). Race, cultural capital, and schooling: An analysis of trends in the united states. *Sociology of education*, 69, 22-34.
- Katsillis, J. & R. Rubinson(1990). Cultural capital, student achievement and educational reproduction; The case of Greece. *American sociological review*, 55(2), 270-179.
- Kinger, D. A.(2000). Hierarchical linear modeling of student and school effect on academic achievement. *Canadian journal of education*, 25(1), 41-55.
- Mclanahan S. & G. Sandefur(1994). *Growing up with a single parent: what hurts, what helps*. Cambridge, MA: Harvard Press.
- Mincer, J.(1979). Human capital and earnings. In D. Windham(ed.), *Economic dimensions of education*. National Academy of Education.
- Mincer, J.(1984). Human capital and economic growth. *Economics of education review*, 3, 195-205.
- Okpala, C. O., A. O. Okpala & F. E. Smith(2001). Parental involvement, instructional expenditures, family socioeconomic attributes, and student achievement, *The journal of educational research*, 95(2), 110-115.
- Parcel. T. & M. Dufur(2001). Capital at home and at school: effects on child social adjustment. *Journal of marriage and family*, 63, 32-47.
- Parcel, T. L. & E. G. Menaghan(1994). Early parental work, family social capital, and early childhood outcomes. *American journal of sociology*, 99, 972-1009.
- Reynolds, J. et al(1996). Cognitive and family-support mediators of preschool effectiveness: A confirmatory analysis. *Child development*, 67, 1119-11140.
- Sattes, B. D.(1985). Parent involvement: A review of the literature. Appalachia Educational Laboratory. WV: Charleston.
- Schultz, T. W.(1961). Investment in human capital. *American economic review*, 51, 1-17.
- Steiger, J. H.(1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate behavioral research*, 25, 173-180.

- Stevenson, D. L. & D. P. Baker(1987). The family-school relation and the child's performance. *Child development*, 58(5), 1348-1357.
- Swartz. D.(1997). *Culture and power: The sociology of Pierre Bourdieu*. Chicago: The university of chicago press.
- Velloso. J.(1995). Income distribution and education. Carnoy. M.(ed)., *International encyclopedia of economics of education*. Oxford: Elsevier Science Ltd.
- Zick, C. D., W. K. Bryant & E. Österbacka(2001). Mother's employment, parental involvement, and the implications for intermediate child outcomes. *Social science research*, 30, 25-49.

Abstract

Using a representative data from Korean Education Employment Panel(KEEP), this study attempts to investigate the structural relationship between academic achievement and various capital which is consists of human, social capital in home and student's cultural capital. The major findings can be summarized as follows. First, It is certain that academic achievement gap among social classes is resulted by differences of human capital in home. This means that academic achievement gap in Korea is a structural problem. Second, student's cultural capital affects on academic achievement and integral learning attitude. Third, the academic achievement gap among social classes can be reduced by increasing students' cultural capital and social capital in home. Forth, the effects on academic achievement of human and social capital in home much larger in male students than female students.