

# 가족배경이 청소년의 교육성취에 미치는 영향\*

- 가족구조와 가족소득, 빈곤의 영향을 중심으로 -

구 인 회\*\*

본 연구는 한국노동패널 1998-2001 자료를 이용하여 성장기에 경험한 가족구조와 저소득, 빈곤 등의 가족배경이 청소년의 교육성취에 미치는 영향을 분석하였다. 가족구조와 가족소득, 빈곤의 영향을 각각 분석한 결과 각 변수는 청소년의 학력연수와 대학입학확률, 진학교육유형과 통계적으로 유의미한 관계를 보였다. 19세의 학력연수와 대학진학확률의 경우 이혼·별거 가족의 청소년과 한부모가족을 장기적으로 경험한 청소년, 빈곤가족의 청소년은 특히 낮은 수준의 성취도를 보였다. 가족구조가 19세의 교육성취에 미치는 영향은 소득수준이나 빈곤을 통제된 후에도 지속되는 것으로 나타났다. 소득과 빈곤의 영향력 또한 가족구조가 모형에 포함된 후에도 큰 차이가 없었다. 반면에 16세의 진학교육유형에 대해서는 가족구조와 가족소득을 같이 모형에 포함하는 경우 가족구조의 영향은 일관되지 않고 빈곤의 영향 또한 사라진다. 가족구조와 빈곤의 상대적 영향력을 두 변수가 모두 통계적으로 유의한 영향을 미친 대학진학 모형에서 비교한 결과 가족구조의 영향력이 큰 것으로 나타났다. 이러한 본 연구의 발견은 한 부모가족과 빈곤가족에 대한 사회적 지원 대책이 청소년 교육성취 수준을 향상하는 데에 크게 기여할 수 있음을 시사한다.

## I. 서 론

현대사회에서 개인의 교육성취(educational attainment) 수준은 당사자와 그 가족의 평생의 사회경제적 지위와 복리수준을 결정하는 대표적인 요인으로 지적되고 있다(Haveman & Wolfe, 1994). 이는 지난 수십 년 간 교육기회의 확대가 급속하게 진행되어온 우리 사회에서도 동일하게 나타나서 개인의 교육수준은 이후의 직업적 지위 획득에 가장 큰 영향을 발휘하는

\* 본 논문은 사회복지연구(22)에 게재될 예정에 있으며 2003년 한국노동패널 학술대회(한국노동연구원·한국노동경제학회)에서 발표한 초고를 수정, 보완한 것이다. 학술대회의 토론과정과 본 논문의 심사과정에서 유익한 논평을 해주신 논평자들에게 감사드린다. 또 자료분석의 전과정에서 도움을 준 전북대 사회복지학과 박사과정 김순규 학생에게 감사드린다.

\*\* 서울대학교 사회복지학과 전임강사

요인으로 밝혀졌다(김영화·김병관, 1999; 방하남·김기현, 2001). 한국 사회에서 교육의 영향력은 다른 사회에 비하여 특히 큰 것으로 알려져 왔다(김영화, 1990).

이렇듯 개인의 교육성취가 해당 개인과 가족의 복리, 사회적 이동성(social mobility)에 대해 지니는 중요한 함의로 인해 교육성취의 결정요인에 대한 이해는 다양한 사회과학 분야의 연구 관심사가 되었다. 서구에서 교육성취에 대한 연구는 가족배경(family background)의 중요성을 강조하는 전통 위에서 진행되어 왔다(Duncan & Brooks-Gunn, 1997). 초기 연구는 지위획득모형(status attainment model)에 입각한 사회학적 연구가 주류를 이루어 직업적 지위를 중심으로 하는 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 교육성취에 미치는 영향을 분석하였다. 이와 함께 가족구조(한부모가구 대 양부모가구) 등 새로운 사회적 경향을 반영하는 가족환경 요인들의 영향을 규명하는 연구들이 축적되었고, 80년대 이후에는 가족소득의 역할을 분석의 초점으로 하는 경제학적 연구들도 등장하였다(Haveman & Wolfe, 1994).

국내에서도 교육학 등을 중심으로 교육성취(혹은 학업성취)의 결정요인에 대한 연구가 축적되어 왔다. 이들 연구의 다수는 학생 개인의 인지적, 정서적 특성이나 학교나 교사, 교수방법 등 공식 교육기관과 관련된 요인들을 중심적인 연구대상으로 하였고, 가족의 사회경제적 지위 등 가족배경 요인을 심도 깊게 다루는 연구는 그리 많지 않았다(오성삼·구병두, 1999). 근래 국내의 몇몇 연구는 가족배경이 개인의 교육성취에 미치는 영향을 분석하기 시작했다. 이들 연구는 부모의 교육수준과 직업 지위가 최종학력연수나 대학입학여부 등 자녀의 교육성취에 영향을 미친다는 점을 밝혔다(김영화, 1990; 김영화·김병관, 1999; 방하남·김기현, 2001; 방하남·김기현, 2002). 그러나 청소년의 학력성취와 관련된 매우 중요한 가족배경 변수인 가족소득 혹은 빈곤의 영향을 분석에 포함한 연구는 거의 존재하지 않는다(예외로는 방하남·김기현(2002), 구인회(2003a; 2003b)을 보라). 더욱이 부모의 혼인상의 지위나 가족구조의 영향을 분석한 연구는 발견되지 않는다.

본 연구는 가족구조와 가족소득, 빈곤 등의 가족배경이 청소년의 교육성취에 미치는 영향을 분석한다. 본 연구에서 교육성취는 우선 19세의 학력연수와 대학진학여부로 측정된다. 이 두 가지 변수는 기존 연구에서 보편적으로 사용되는 교육성취의 척도로서 청소년의 일생의 복리수준을 예측할 수 있는 대표적인 지표이다. 또한 방하남·김기현(2002)을 따라 16세에 측정된 진학교교의 유형을 또 하나의 청소년 교육성취의 지표로 이용하고자 한다. 거의 모든 청소년이 고교를 진학하고 이들 중 절대다수가 대학진학을 희망하는 우리 나라 현실에서 진학교교가 인문계인가, 실업계인가는 이후의 고등교육 성취수준에 격차를 초래하는 중요한 요인이기 때문이다.

본 연구의 독립변수는 가족구조와 가족소득, 빈곤이다. 이들 변수는 서구의 기존 연구에서 청소년의 교육성취에 영향을 미치는 주요한 가족배경 변수로서 확인되어 왔다(Duncan & Brooks-Gunn, 1997). 본 연구에서 가족소득과 빈곤의 효과는 월평균 소득과 욕구소득비(income-to-needs ratio)를 이용하여 분석될 것이며, 가족구조는 한부모가족 여부와 가족유형(양부모가구/이혼가구/사별가구), 한부모기간으로 나누어 분석될 것이다. 또한 기존 연구에서

교육성취에 영향을 미치는 것으로 확인되어온 여타의 개인적, 가족적 특성을 통제한 상태에서 가족구조와 가족소득, 빈곤이 청소년의 교육성취에 독립적인 영향을 미치는지, 가족구조의 영향은 빈곤의 영향을 통제한 상태에서도 지속되는지를 분석하고, 가족구조와 빈곤의 상대적 영향력을 비교하고자 한다.

## II. 이론적 논의

### 1. 가족구조가 청소년 교육성취에 미치는 영향

서구에서는 수십년간 가족구조가 아동발달에 미치는 영향에 관한 연구를 축적해 왔다. 이러한 연구는 1960년대 시작된 이래 일정한 관점의 변화를 겪어왔지만 1980년대를 거치며 사회과학계에서는 비교적 합치된 견해에 이르게 되었다. 평균적으로 볼 때 한부모가구의 아동들은 양부모가구의 아동들보다 사회정서적, 인지적 발달 등의 여러 가지 발달지표에서 뒤떨어진다는 것이다(McLanahan, 1997). 그렇다면 가족구조는 왜, 어떠한 과정을 통해서 아동발달에 영향을 미치는 것일까? 여기에서는 교육성취의 예를 중심으로 관련된 이론을 논의한다.

우선 한부모가족은 양부모가족에 비해 경제적 자원이 부족하기 때문에 아동의 학력성취에 부정적 영향을 미칠 수 있다(McLanahan, 1997). 미국의 경우, 1990년대에 양부모가족 사이에서는 아동빈곤율이 대체로 10%에 못 미친 반면 한부모가족 아동의 빈곤율은 40퍼센트(%)를 훨씬 웃도는 수치를 보였다. 우리 나라의 경우 정확한 아동빈곤률의 추정치는 존재하지 않지만 1998년 현재 한부모가족을 제외한 일반가구의 빈곤률은 15%정도인데 비해 한부모가족의 빈곤률은 35%를 넘는 것으로 나타나 한부모가족의 상당수 아동이 빈곤위험에 노출되어 있음을 짐작할 수 있다(구인회, 2002).

물론 적지 않은 수의 한부모가족의 빈곤은 한부모가족이 되기 이전부터 존재하였고, 따라서 이러한 한부모가족의 높은 빈곤률의 원인을 전적으로 모두 가족구조 자체에 돌릴 수는 없다(Bane, 1986). 그러나 가족구조의 해체가 가족소득의 하락을 초래하는 것은 분명하다. 이혼으로 인한 가구의 분리는 규모의 경제 효과를 감소시킨다. 또한 가구의 분리 후에는 그 전에 비해 주 소득원인 남성가구주에게서 아동을 부양하는 편모가구에게 이전되는 소득이 훨씬 적어지거나 거의 없다(McLanahan & Sandefur, 1994). 또한 아동을 부양하는 편모의 경우 노동시장에서의 여성의 열악한 지위는 물론 아동양육과 경제적 부양의 이중부담으로 인해 감소된 소득을 보충하는 데 어려움을 겪는다(Ellwood, 1988). 이러한 가족소득의 하락은 후술하는 이유로 인해 아동의 학력성취에 부정적 영향을 미친다.

가족구조는 또한 부모의 비경제적 양육자원과 양육행위를 변화시켜 아동의 교육성취에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 가족해체는 부와 자녀 사이의 관계를 변화시킨다. 이혼하여 별개의 가구에 사는 아버지는 아동과의 접촉이 줄어들게 되고 많은 경우 아동과의 접촉을 중지한

다. 모와 자녀 사이의 관계 또한 가족해체로 인해 상당한 변화를 겪게된다. 양육 부담을 공유할 상대가 없는 상태에서 편모는 높은 수준의 스트레스를 경험하며 이로 인해 양육행위 또한 부정적인 변화를 겪게 된다. 아동에 대한 부모의 지도(supervision)와 감독(monitoring), 학업에 대한 개입(involve in school work)이 약화되고, 양육방식 또한 일관성을 잃게된다(McLanahan & Sandefur, 1994).

이 이외에도 한부모가족은 지역사회 자원에 대한 접근성이 떨어지고 이로 인해 한부모 가족의 아동은 불이익을 경험하게 된다. 가족해체로 인한 가족환경의 변화 때문에 한부모가족은 이주를 경험하게 되고, 많은 한부모가족은 사회적 고립을 경험한다. 이러한 취약한 사회적 자본(social capital)은 아동들의 교육성취에 부정적 영향을 미친다(Coleman, 1988; McLanahan & Sandefur, 1994).

한부모가족이라는 가족구조 자체는 물론 한부모가족을 발생시킨 가족해체의 원인 또한 아동의 교육성취와 관련된다. 미국의 경우 이혼·별거가족의 아동은 양부모가족의 아동보다 부정적인 발달 양상을 보이지만, 부모가 사별한 가족의 아동은 그렇지 않은 것으로 나타났다(McLanahan, 1997). 사별가족의 경우는 이혼가족의 경우보다 가족환경의 변화를 덜 경험하는 것으로 알려져 있다. 또 사별가족은 기존의 가족 재산을 그대로 유지하며 비교적 경제적으로 안정된 편이며, 편모가 취업상의 지위를 변화하거나 이주를 하는 경우가 적다. 또한 사별가족의 경우에는 이혼에 동반되는 부모간 갈등이 존재하지 않아 이로 인해 생존한 한부모나 아동에게 초래하는 스트레스가 존재하지 않으며, 이혼 행위로 유발되는 부모에 대한 아동의 반발이나 적개심 등 또한 문제가 되지 않는다(McLanahan & Sandefur, 1994).

한부모가족을 경험한 기간 또한 청소년 성취와 관련이 있을 수 있다.<sup>1)</sup> 가족구조의 영향이 부정적이라면 그 영향에 오래 노출되어 있을수록 청소년 발달은 더욱 큰 영향을 받을 것이기 때문이다. 그러나 미국의 경험적 연구의 결과에 따르면 한부모가족 경험기간은 아동의 발달과 성취에 중요한 한 요인이 아니다(McLanahan & Sandefur, 1994). 몇몇 연구는 가족해체의 부정적 영향은 시간이 흐름에 따라 사라지고, 보다 최근에 경험한 가족해체가 아동에게 더 부정적 영향을 미친다는 것을 보여준다(Smith et al., 1997; Lipman & Offord, 1997; Pagani, Boulerice, & Tremblay, 1997).

## 2. 가족소득과 빈곤이 청소년 교육성취에 미치는 영향

저소득과 빈곤 또한 청소년의 교육성취에 영향을 미칠 수 있다. 인적자본이론(human capital theory)에서는 부모는 비용과 편익을 고려하여 금전적 자원과 시간을 청소년의 인적자

1) 한부모가족을 경험한 시기(timing)도 서구 연구의 관심의 대상이다. 가령, 아동기에 경험한 가족해체와 청소년기에 경험한 가족해체는 그 영향이 다르다는 이론적 예측이 가능하다. 그러나 재혼이 비교적 드문 우리 나라에서는 한부모가족시기 변수는 한부모가족기간 변수와 거의 완전한 부의 상관관계를 가져 한부모가족기간의 영향과 독립적인 한부모가족시기 변수의 영향을 추정하기가 어렵다.

본 형성에 투자한다고 본다(Becker & Tomes, 1986). 그런데 소득수준이 낮은 부모에게는 자녀 교육의 기회비용이 매우 높다. 자녀 학비에 대한 지출을 위해 빈곤 부모는 의식주에 소요되는 필수적 생활비에 압박을 받기 때문이다. 따라서 이 이론에 따르면 소득수준이 낮은 가족은 청소년에 대한 교육투자의 수준을 낮은 상태로 유지하고 그 결과 청소년의 학구적 발달과 학력 성취 수준이 저하된다. 예컨대, 빈곤가족은 학습도구의 구입이나 사교육 등 자녀의 교육관련 활동에 필요한 비용을 적절히 확보하는 데에 어려움을 겪을 수 있고, 때때로 청소년은 학업에 전념하고 대학 진학을 준비하고 실제 대학에 진학하기보다는 가게 보조적 경제활동에 참여해야 한다.

소득수준이나 빈곤은 또한 부모의 정신건강과 가족과정에 위기를 초래하고 양육방식을 변화시킴으로써 청소년의 교육성취에 영향을 미칠 수 있다. 경제적 어려움은 부모의 스트레스를 증대시킴으로써 부모가 부적절한 양육방식을 채택하게 하고, 이에 따라 자녀의 학구적 발달과 학업성취를 저해하는 것으로 본다. McLoyd(1990; 1998)는 경제적 궁핍으로 인해 빈곤가정은 적절하지 않은 수준의 식생활과 주거생활을 경험하고, 위험한 주변 환경에 노출된다고 제시한다. 이러한 열악한 생활조건과 경제적 어려움을 면하기 어렵다는 예상으로 인해 빈곤 부모의 심리적 스트레스는 증대된다. 이 증대된 스트레스로 인해 부모는 자녀의 학업에 대한 지도와 감독에 소홀하게 되고, 자녀에 대한 정서적 지지(emotional support)와 학업에 대한 기대와 개입 또한 줄어든다. 이러한 양육방식으로 인해 빈곤 아동은 최적의 학구적 발달 기회를 놓치게 되고 이는 낮은 교육성취로 이어진다. 경험적 연구에 따르면, 빈곤은 부모의 심리적 특성과 양육 행위와 관련된다(Klebanov, Brooks-Gunn, & Duncan, 1994). 또 Conger, Conger, & Elder(1997)는 양육 행위가 청소년의 학구적 성취도에 영향을 미친다는 것을 발견하였다.

서구의 경험적 연구는 가족소득과 빈곤이 청소년의 교육성취에 통계적으로 유의미한 관계를 갖는다는 것을 밝혔다(Haveman & Wolfe, 1995; Duncan & Brooks-Gunn, 1997). 근래의 연구는 가족소득이 청소년의 교육성취에 미치는 영향은 비선형적인(nonlinear) 양상을 띠어서 저소득층이나 빈곤층의 경우 소득의 영향이 크게 나타난다는 것을 보여준다. Duncan et al.(1998)은 저소득층 가족의 경우 그렇지 않은 가족에 비해 가족소득이 청소년의 학력연수에 미치는 영향이 거의 10배정도 크다는 분석결과를 보여주었다. 서구의 많은 연구들은 특히 지속적인 빈곤은 다양한 연령대의 아동과 다양한 발달영역에서 더욱 심각한 부정적 영향을 미치고 있음을 시사한다(Korenman, Miller, Sjaastad, 1995; Duncan & Brooks-Gunn, 1997).

국내에서도 최근 소득의 영향을 밝히는 연구가 등장하고 있다. 방하남·김기현(2002)에 따르면 가족의 소득계층이 하위인 청소년 집단은 일반계 고교로 진학할 확률이 중위와 상위 집단에 비해 떨어지며, 대학 진학 확률은 상위 집단에 비해 떨어진다. 구인회(2003a)는 가족소득이 학력연수와 대학진학에 통계적으로 유의미한 관련을 가짐을 밝히고 있다. 빈곤은 교육성취에 더욱 큰 영향을 미쳐 빈곤 청소년 집단은 빈곤하지 않은 청소년에 비해 0.33년 정도 학력연수가 떨어지는 것으로 나타났다.

### 3. 가족구조와 빈곤의 상대적 영향력

지금까지 가족구조와 가족소득이나 빈곤이 각각 청소년의 교육성취에 영향을 미치는 이론적 근거를 살펴보았는데, 이와 밀접히 관련된 문제는 가족구조와 빈곤의 관계이다. 그간 가족구조가 청소년의 교육성취에 미치는 영향을 둘러싸고 가족구조가 그 자체로 부정적인 영향을 미치는지, 혹은 가족구조의 부정적 영향은 대다수 한부모가족이 경제적으로 빈곤하다는 사실로 인해 발생하는 것인지에 관한 논쟁이 지속되어왔다. 이러한 논쟁에 대한 해답은 가족구조가 청소년의 교육성취에 미치는 영향이 빈곤을 통제한 상태에서도 지속되는지를 분석함으로써 주어질 수 있다.<sup>2)</sup> 그리고 만약 가족구조의 영향이 빈곤과 독립적으로 영향을 미친다면 가족구조와 빈곤 중 어느 쪽이 청소년의 교육성취에 더 큰 영향을 미치는지 또한 이와 관련된 흥미로운 문제이다.

앞에서 논의하였듯이 가족구조가 청소년의 교육성취에 영향을 미치는 주요한 경로 중 하나는 빈곤이다. 그러나 경제적 자원의 부족 문제를 제외하더라도 가족구조가 청소년의 교육성취에 영향을 미치리라고 예측할 이유가 존재한다. 한부모가족의 양육자원과 양육행위는 양부모가족에 비해 부정적인 양상을 띠며, 한부모가족의 자녀는 가족 외의 사회적 자본에서도 불이익을 경험하기 때문이다.

여러 가지 성취지표를 분석한 기존 연구는 한부모가족의 자녀와 양부모가족 자녀의 차이의 절반정도가 소득으로 인해 발생한 것으로 본다(McLanahan & Sandefur, 1994). 그러나 이러한 연구결과를 평가함에 있어 소득으로 인해 발생한 효과를 어떻게 해석하느냐도 중요한 쟁점이 된다. 만약 빈곤이 가족해체를 초래하는 원인으로 작용했다면 가족구조 자체의 효과는 감소되게 된다. 그러나 반대로 가족해체가 빈곤을 초래하는 원인으로 작용했다면 소득으로 인한 효과 또한 가족구조의 효과로 돌려져야 할 것이다(McLanahan, 1997). 본 연구에서는 이러한 해석상의 난점은 논외로 하고 우리 나라에서 청소년의 교육성취에 미치는 가족구조의 효과가 빈곤을 통제한 이후에도 지속되는지를 검증하기로 한다. 또한 가족구조의 효과가 지속된다면 가족구조와 빈곤 중 어느 쪽이 청소년 교육성취에 더 크게 영향을 미치는지를 비교, 분석한다.

## III. 분석 방법

### 1. 분석 자료

본 연구의 분석에는 한국노동패널조사 1998-2001 원자료를 이용한다. 한국노동패널조사는

2) 이 문제를 본격적으로 다룬 최초의 고전적 연구로는 McLanahan(1985)이 있고, 최근에는 Duncan & Brooks-Gunn(1997)가 이 영역의 연구성과를 집약하여 보여주고 있다.

한국노동연구원이 제주도를 제외한 전국의 비농촌지역에 거주하는 5000가구의 가구원을 대상으로 1998년부터 연 1회 지난 1년간의 노동시장활동 및 소득, 소비, 교육 등을 추적조사하는 종단적 조사(longitudinal survey)이다(방하남 외, 1999).

한국노동패널에는 15세 이상 가구원에 대해 매년 교육성취에 관한 정보를 수집하고 또한 부모의 교육수준 등 기본적인 가족배경 변수는 물론 조사 시점 전년도에 가구소득, 당해 연도의 가족구조 등 가족환경에 관한 상세한 정보를 수집한다. 한국노동패널조사는 비록 4년이라는 짧은 기간을 포괄하지만 동일한 가구와 개인을 매년 추적 조사하는 패널자료로서의 장점을 지닌다. 부모의 교육수준 등 기본적인 가족배경 변수는 물론 청소년 성장기의 가족소득, 가족구조, 부모의 혼인상의 지위 등 가족배경 요인과 이후의 교육성취수준의 관계를 분석하는 본 연구의 목적 상 이러한 패널자료로서의 특성은 필수적인 것이다. 또한 한국노동패널조사는 조사대상이 도시지역에 한정되어 있다는 한계를 지니지만 전국적인 범위에서 구축된 유일한 자료로서 분석 결과를 일반화하는 데에서 중요한 장점을 지닌다.

본 연구에서 이용한 표본은 한국노동패널조사가 진행된 1998-2001년의 각 해에 19세에 이른 청소년으로 이루어진 표본(이하에서는 19세 표본)과 16세 이전 청소년으로 이루어진 표본(이하에서는 16세 표본)으로 구성된다. 19세 표본에 포함된 청소년들은 대체로 고등학교 학령기에 해당하는 15-18세의 청소년기 중 적어도 1년에 대해 가족소득 등의 가족환경 정보를 보고하고 있고, 2001년 현재 19-22세가 되었다.<sup>3)</sup> 16세 표본에 포함된 청소년들은 대체로 중학교 학령기에 해당하는 12-15세의 청소년기 중 적어도 1년에 대해 가족소득 등의 가족환경 정보를 보고하고 있고, 2001년 현재 16-19세가 되었다. 본 연구에서는 이들 연령기준에 해당하는 청소년 중 후술하는 교육성취의 정보를 포함하고 있는 청소년으로 최종 표본을 구성한다. 19세 표본은 821가족에 속한 1021명의 청소년으로 구성되며, 16세 표본은 760가족에 속한 1117명의 청소년으로 구성된다.<sup>4)</sup>

분석자료는 먼저 1998년에서 2001년의 각 년도에 19세(혹은 16세)가 된 청소년을 추출하고, 청소년 개인의 고유번호를 이용하여 19세(혹은 16세)가 된 해와 그 전년도들의 청소년 개인 자료를 결합한다. 이렇게 구성된 청소년 개인 자료는 최대 4년(2001년에 19세가 된 경우), 최소 1년(1998년에 19세나 16세가 된 경우)간 조사된 개인특성 자료를 포함한다. 이 청소년 개인 자료에 각 년도의 가구 자료로부터 추출된 가족소득 등의 가족특성 변수와 각 년도의 개인자료로부터 추출된 부모의 개인특성 변수를 연도별로 결합하여 최종 분석자료가 구성된다.

3) 청소년의 연령에 따라 관찰기간이 상이함에 주의할 필요가 있다. 예를 들어 2001년에 19세에 이른 청소년의 경우 한국노동패널조사에 1998-2001년의 자료가 축적되어 15-18세 4년 간의 가족환경 요인이 관찰될 수 있으나, 1998년에 19세에 이른 청소년은 한국노동패널조사에 1998년의 1개년 자료가 축적되어 18세(1997년) 1년 간의 가족소득 등 가족환경 요인이 관찰될 수 있다.

4) 이 표본에는 주요한 독립변수에 대한 정보를 누락하고 있는 청소년이 일부 있다. 예를 들어 19세 표본 1021명의 청소년 중 995명이 가족구조 정보를 가지고 있고, 994명이 소득 정보를 가지고 있다. 16세 표본 1117명의 청소년 중에는 가족구조 정보는 1079명, 소득 정보는 1083명에 대해서만 이용 가능하다. 본 연구에서는 이들 독립변수 정보를 누락하고 있는 청소년을 Cohen & Cohen(1983)의 누락가 변수 코딩(missing dummy coding) 방법을 이용하여 분석에 포함하였다.

## 2. 주요 변수

본 연구의 종속변수인 청소년의 교육성취는 만 19세가 되는 연도(개인에 따라 1998년에서 2001년 중의 한 해가 됨)의 학력연수와 대학진학여부(대학에 전문대 포함)로 측정된다. 또한 본 연구에서는 만 16세에 측정된 진학교고의 유형(인문계고교/비인문계고교)이 종속변수로서 분석된다.

이러한 종속변수의 조작화에서 논란의 여지가 있는 사항은 학력연수와 대학진학여부를 어느 시점을 기준으로 측정할 것인가에 있다. 본 연구에서는 적절한 표본크기를 유지하면서 대다수 청소년의 성장기 가족배경과 대학입학여부를 관찰할 수 있는 만 19세에 교육성취를 측정하였다.<sup>5)</sup> 그러나 19세에 교육성취를 측정하는 경우 학력연수의 변이(variation)가 적어지고 대학진학이 가능함에도 재수를 선택한 청소년의 학력이 저평가되는 등의 문제가 발생한다. 후술하듯이 이러한 문제의 심각성을 사정하기 위하여 본 연구의 발견을 20세의 학력연수를 종속변수로 이용한 경우와 비교하였는데 분석결과에서 질적인 차이가 발견되지 않았다.

---

5) 성인의 최종적인 교육성취수준은 20대 중반 정도의 시점에서 측정하는 것이 바람직할 것이다. 그 이전 시점에서는 적지 않은 성인의 학력이 변화 과정에 있기 때문이다. 예컨대, 대학에 재학중인 청소년은 매년 학력연수가 1년씩 증대할 것이다. 그러나 현재 이용 가능한 한국노동패널자료는 4개년 치로서 조사연수가 충분히 축적되지 않아 20대 중반에 교육성취를 측정할 경우 청소년기 가족배경을 전혀 관찰할 수 없는 문제에 부딪치게 된다. 또한 교육성취의 측정 연령을 20세나 그 이후로 더 높이는 경우에는 분석 가능한 표본 수가 크게 줄어드는 단점이 발생한다.



<표 1> 변수의 정의와 기술통계치

변수(변수명)		변수 정의	평균 (표준편차)	
			19세 표본	16세 표본
학력연수		청소년 19세 학력연수	12.75(1.18)	n.a.
대학진학 여부(%)		청소년 19세 대학진학 여부 (미진학=0)	65.2	n.a.
진학교육유형(%)		청소년 16세 진학교육유형 (비인문계=0)	n.a.	76.7
가족구조 (%)	한부모여부	18세(혹은 15세) 한부모 여부 (양부모=0)	10.2	7.7
	가족유형	18세(혹은 15세) 가족유형: 양부모 가족	89.8	92.3
		이혼/별거 가족	4.4	4.1
		사별 가족	5.7	3.6
한부모기간	18세(혹은 15세)까지 경험한 한부모기간: 0년 6년 이하 7년 이상	89.8 5.1 5.0	92.3 3.6 4.1	
가족소득 (%)	월평균소득 (백만원)	관찰된 청소년기 가족소득의 월평균치 (2000년 불변가격) <sup>a</sup>	1.99(1.53)	2.0(1.64)
	육구소득비	연평균소득/최저생계비: 육구소득비 < 1 1<= 육구소득비 <2 2<= 육구소득비 <3 육구소득비 >=3	21.4 36.4 26.9 15.3	19.6 39.1 25.8 15.5
가구규모		총 가구원수	4.50(0.97)	4.33(0.86)
부모 교육수준(%)	고졸 미만		45.1	37.5
	고졸		37.9	42.3
	대학입학(전문대 포함) 이상		17.0	20.1
청소년 성(%)		남성=0, 여성=1	51.5	46.0
재학한 고교유형(%)		청소년의 재학 고교유형 (인문계=0)	32.9	n.a.
14세 거주지역(%)		청소년의 14세 거주 지역 (광역시 미만=0)	60.6	63.5
형제자매의 수		청소년의 형제자매 수(본인 포함)	2.6	2.4
출생순서(%)		첫째=1, 둘째 이상=0	41.0	43.2

자료 : 한국노동패널 1차-4차 조사.

표본 : 19세-1021명(가족구조변수는 995명, 소득변수는 994명에 대해 측정됨),

16세-1117명(가족구조변수는 1079명, 소득변수는 1083명에 대해 측정됨)

a: 각 년도 소비자물가 지수를 이용하여 조정.

독립변수인 가족구조는 양부모가족과 한부모가족의 두 가지 범주로 이루어진 한부모가족 여부 변수와 한부모가족의 유형을 부모가 이혼 혹은 별거한 가족과 사별한 가족으로 세분화 하여 양부모가족과 구분한 가족유형 변수, 그리고 청소년의 한부모가족 경험기간을 범주화한 한부모가족 기간 변수로 분석할 것이다(McLanahan & Sandefur, 1994). 한부모가족 여부와 가족유형 변수는 18세(혹은 15세)에 측정되었고, 한부모가족 기간은 출생 이후 18세(15세)까지 기간 중 한부모가족을 경험한 기간으로 측정되었다.<sup>6)</sup>

6) 청소년의 성장기 가족구조 변수는 가구주 부모의 결혼력을 이용하여 구성하였다. 한국노동패널에서는 회고적인(retrospective) 방식으로 수집된 성인의 결혼력에 대한 정보를 포함하고 있어 출생이래 전 생애 기간에 걸친 청소년의 가족구조 경험을 변수화할 수 있다. 가족구조 변수는 이러한 점에서 조사년

청소년기 가족소득은 19세 표본의 경우 15세에서 18세까지의 청소년의 성장기 동안 관찰된 가족소득의 월 평균치(백만 원 단위)로 측정한다. 한국노동패널에서 매년 조사된 가족소득을 2000년도 기준 불변가격으로 전환하여 모든 관찰된 해에 대한 월 평균치를 계산하였다. 월 평균 가족소득은 평균 가구규모 변수와 같이 모형에 투입되어 소득의 효과를 추정하는 데에 이용된다. 또한 가족소득을 가구규모별 최저생계비로 나누어 계산되는 욕구소득비(income-to-needs ratio)를 범주화하여 독립변수로 이용하였다. 욕구소득비가 1 미만인 경우는 소득이 빈곤선에 못 미치는 빈곤층을 의미하며 욕구소득비가 2는 소득이 빈곤선의 200%임을, 3은 300%임을 나타낸다. 이렇게 범주화된 욕구소득비 변수는 가족소득의 비선형 효과(nonlinear effect)를 포착하기 위해 기존연구에서 활용되었다(Duncan & Brooks-Gunn, 1997).

통제변수로는 기존 연구에서 청소년의 교육성취와 관련이 있는 것으로 밝혀진 부모의 교육수준, 청소년의 성, 재학한 고교유형(인문계 여부), 14세 시기의 거주지역(광역시 이상의 대도시 여부), 가구규모, 형제자매의 수, 출생순서(형제 중의 출생 순위) 등이 포함된다(Haveman & Wolfe, 1995; 이미정, 1998; 이정환, 1998; 방하남, 김기현, 2001).

<표 1>은 19세 표본과 16세 표본에 대해 분석에 이용된 변수의 정의와 기술통계치를 보여준다. 19세 표본에 포함된 청소년의 19세 학력연수 평균치는 약 12.75년이고 표준편차는 1.18년이었다. 표에는 제시되어 있지 않지만 동일한 청소년들에 대해 20세에 학력연수를 측정할 결과 평균은 13.26년 표준편차는 1.48년으로 예상했던 대로 학력연수와 그 변이가 모두 증가하였다. 19세 기준으로 65.2%의 청소년이 대학(전문대 포함)에 진학하였다. 이는 교육인적자원부 통계자료에 따른 2000년 기준 고교 졸업생 대비 대학진학률 68%에 근사한 수치이다. 또 16세 기준으로 고교진학자의 인문계 진학률은 76.7%로 교육인적자원부의 2000년 수치인 69%보다 높게 나왔다.

18세 시점을 기준으로 청소년의 약 10.2%가 한부모가족에서 살았으며 약 4.4%는 이혼하거나 별거중인 가족에서 살았고, 나머지 5.7%는 부모가 사별한 가족에서 살았다. 청소년의 약 5.1%가 6년 이하의 기간 동안, 약 5.0%가 7년 이상의 장기간 한부모가족을 경험하였다. 관찰 기간 동안의 월 평균 가구소득은 2000년도 가격기준으로 약 199만원이다. 이 중 약 21%의 청소년이 속한 가구가 욕구소득비 1에 미달되어 평균소득이 빈곤선에 못 미쳤고, 욕구소득비가 1에서 2사이의 값을 가진 경우, 즉 빈곤선의 100%와 200% 사이의 소득을 가진 경우가 약 36%였다. 표에는 없지만 가족구조별로 욕구소득비의 분포를 보면 한부모가족 청소년은 44%가 빈곤선 이하, 33%가 욕구소득비 1과 2 사이에 있어 저소득층에 밀집되어 있다. 반면 양부모가족의 청소년은 17%가 빈곤선 이하, 37%가 욕구소득비 1과 2 사이에 있고 나머지 56%가 욕구소득비 2 이상에 있다.

가구주 부모 중 약 45%는 고졸 미만의 교육수준을 보이며 17%가 대학입학 이상의 학력을 보였다. 절반을 조금 넘는 청소년이 여성이고 약 33%가 비인문계 고교를 다녔고 60% 이상이 광역시에서 성장하였다. 평균 형제·자매 수(본인 포함)는 2.6명이고 19세 표본 청소년의 약

도에 한해서 정보가 수집되는 가족소득 등의 다른 가족배경 변수와 다르다.

41%가 첫째로 태어났다.

16세 표본의 경우 또한 대다수의 가족소득 등의 주요 변수에서 19세 표본과 유사한 특성을 보여줄 수 있다. 한부모가족의 경험은 전반적으로 19세 표본에 비해 적은 수치를 보이는데 이는 16세 표본의 경우 가족구조 경험을 15세를 기준시점으로 측정하여 관찰기간이 짧았기 때문으로 보인다. 그러나 부모의 교육수준은 19세 표본보다 상당히 높은 수치를 보여 고졸 미만이 37.5%에 그쳐 고졸 이상이 크게 증가하였다. 여성청소년의 수 또한 19세 표본과 차이가 있어 여성청소년의 수가 46%이다.

### 3. 분석 방법 및 모형

본 연구에서는 청소년의 19세 학력연수와 대학진학여부를 가족구조와 가족소득에 회귀시키는 모형과 청소년의 16세 진학교육유형을 가족구조와 가족소득에 회귀시키는 모형을 추정한다. 질적 변수인 대학진학여부와 진학교육유형 모형의 추정에는 로짓분석을 이용하고 양적 변수인 학력연수의 모형추정에는 회귀분석을 이용한다.

우선, 가족구조가 청소년의 교육성취에 영향을 미치는지를 알아보기 위해서 가족소득을 통제하지 않은 상태에서(부모의 교육수준을 비롯한 다른 통제변수는 분석모형에 포함) 한부모가족 여부, 가족유형, 한부모가족 기간의 세 가지 가족구조 변수를 각각 모형에 투입하여 그 효과를 추정한다.

다음으로 가족소득 혹은 빈곤이 청소년의 교육성취에 영향을 미치는지를 알아보기 위해서 가족구조를 통제하지 않은 상태에서(부모의 교육수준을 비롯한 다른 통제변수는 분석모형에 포함) 연평균 가족소득액과 범주화된 욕구소득비의 두 가지 가족소득 변수를 각각 모형에 투입하여 그 효과를 추정한다. 본 연구에서는 McLanahan(1997)을 따라 욕구소득비가 1미만인 청소년과 욕구소득비가 1에서 2 사이인 청소년의 교육성취의 차이를 빈곤의 영향력으로 정의한다. 본 연구의 모형에 투입되는 범주화된 욕구소득비 변수는 욕구소득비가 1에서 2 사이인 경우를 기준범주로 하기 때문에 빈곤의 영향력은 욕구소득비 1미만을 나타내는 더미변수의 회귀계수로 나타나게 된다.<sup>7)</sup>

마지막으로 가족소득을 통제한 상태에서 가족구조가 미치는 청소년의 교육성취에 대한 영향이 지속되는지를 알아보기 위해서 한부모가족 여부, 가족유형, 한부모가족 기간의 세 가지 가족구조 변수 각각을 욕구소득비 변수와 함께 모형에 투입하여(부모의 교육수준을 비롯한 다른 통제변수는 분석모형에 포함) 그 효과를 추정한다. 또한 가족구조와 빈곤의 상대적 영향력

7) 빈곤의 영향력을 추정하기 위한 또 다른 방식은 빈곤 여부를 나타내는 더미변수를 이용하여 빈곤층과 비빈곤층 사이의 교육성취 차이를 파악하는 것이다(구인회, 2003a). 본 연구에서는 빈곤층의 대다수는 빈곤을 탈피하더라도 고소득층으로 되지 못하는 현실을 고려하여 욕구소득비 1미만의 빈곤층과 욕구소득비 1-2의 비빈곤층의 차이를 빈곤의 영향으로 파악하는 것이 현실적이라고 본다. 이러한 빈곤 영향의 추정치는 빈곤 여부를 나타내는 더미변수를 이용한 추정치보다 작을 것이고 이런 점에서 보수적 추정치이다.

을 알기 위해서 욕구소득비 1미만을 나타내는 더미변수의 회귀계수와 한부모가족 여부 더미변수의 회귀계수 크기를 비교한다.

#### IV. 분석 결과

<표 2>에서 <표 4>는 19세 학력연수와 대학진학여부, 16세 진학교육유형을 종속변수로 하여 각각 8개 모형의 추정결과를 제시하고 있다. 모형 1에서 모형 3은 가족소득을 통제하지 않은 상태에서 한부모가족 여부, 가족유형, 한부모가족 기간의 세 가지 가족구조 변수가 각각 학력연수에 미친 영향을 보여준다. 모형 4에서 모형 5는 가족구조를 통제하지 않은 상태에서 연평균 가족소득액과 범주화된 욕구소득비의 두 가지 변수의 영향을 보여준다. 모형 6에서 모형 8은 한부모가족 여부, 가족유형, 한부모가족 기간의 세 가지 가족구조 변수 각각을 욕구소득비 변수와 함께 모형에 투입하여 그 영향을 추정한 결과를 제시한다. 비교를 위해 부모의 교육수준 변수의 영향을 추정한 결과도 같이 제시한다. 부모의 교육수준을 비롯한 다른 통제변수 또한 모든 분석모형에 포함되었다. 그러나 논의의 편의를 위해 부모의 교육수준을 제외한 통제변수에 대한 추정결과에 대한 논의는 <표 6>에서 진행하기로 한다.

<표 2>의 모형 1에서 모형 3까지의 추정결과에서 나타나듯이 가족구조는 일관되게 19세의 학력연수와 통계적으로 유의미한 부정적 관계를 갖는다. 모형 1은 한부모가족의 청소년이 양부모가족의 청소년에 비해 학력연수가 약 0.28년 정도 떨어진다는 점을 보여준다. 그러나 이러한 가족구조의 영향은 한부모가족의 유형에 따라 크게 차이가 난다. 모형 2의 추정 결과에서 나타나듯이 이혼·별거 가족의 경우 가족구조의 회귀계수가 -0.546으로 그 수치가 증대하고 통계적으로도 유의하지만, 부모가 사별한 가족의 경우 회귀계수가 작고 통계적으로 유의하지 않다. 또한 모형 3의 결과에서 알 수 있듯이 가족구조와 청소년 학력연수의 부정적 관계는 청소년이 한부모가족을 7년 이상 장기적으로 경험한 경우에만 나타난다. 이러한 결과는 청소년의 19세 학력연수에 미치는 가족구조의 부정적 영향은 이혼·별거 가족의 청소년이나 장기적으로 한부모가족을 경험한 청소년 집단에 집중되어 나타남을 시사한다.

<표 2> 가족배경이 19세 학력연수에 미치는 영향

변 수	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
가족구조 한부모 여부								
가족유형 부모 이혼/별거								
부모 사별	-0.280** (.119)	-0.546*** (.176)				-0.176 (.121)	-0.448** (.176)	
한부모 기간 1-6년		-0.079 (.154)	.023 (.162)				.029 (.155)	.117 (.162)
7년 이상			-0.598*** (.165)					-0.485*** (.165)
가족소득 월 평균소득								
가구규모								
육구소득비 육구소득비<1				.104*** (.024)				
2<=육구소득비<3				.082* (.043)	-0.386*** (.097)	-0.355*** (.099)	-0.348*** (.098)	-0.348*** (.098)
육구소득비>=3					.040 (.092)	.037 (.091)	.048 (.091)	.042 (.091)
					.215* (.115)	.206* (.115)	.218* (.115)	.208* (.115)
부모교육수준 고졸	.029 (.080)	.016 (.080)	.021 (.080)	-0.006 (.080)	-0.015 (.080)	-0.023 (.080)	-0.037 (.081)	-0.030 (.080)
대학입학 이상	.321*** (.104)	.326*** (.104)	.323*** (.104)	.202* (.108)	.199* (.111)	.195* (.111)	.196* (.110)	.197* (.110)
Adj. R <sup>2</sup>	.091	.094	.097	.103	.106	.108	.111	.113

\*p<.10 \*\*p<.05 \*\*\*p<.01, 사례 수 = 1021

모든 모형에는 위의 변수 이외에도 청소년의 성별, 재학했던 고교유형, 14세 거주지역, 형제자매의 수, 출생순서가 통제변수로서 포함되었음.

<표 2>의 모형 4와 모형 5의 추정결과에 따르면 가족소득과 빈곤이 청소년의 학력연수와 통계적으로 유의미한 관계를 가진다. 우선 가족소득을 월 평균 소득으로 측정한 결과에 따르면, 월 평균 가족소득이 100만원 증가하는 경우 청소년의 학력연수는 약 0.1년 증가하는 미미한 관계를 보인다. 다음으로 가족소득의 효과는 육구소득비 변수를 이용하여 추정되었다. 여기서 가족소득의 효과는 육구소득비의 각 급간을 나타내는 세 개의 더미변수의 회귀계수로서 나타난다. 모형 5의 추정결과에 따르면 가족소득의 효과는 고소득층보다는 저소득층 사이에서

는 훨씬 크게 나타난다. 욕구소득비가 2에서 3사이의 소득집단 청소년은 욕구소득비가 1에서 2사이의 소득집단인 기준집단과 통계적으로 유의미한 차이가 없고, 욕구소득비가 3 이상인 청소년의 학력연수는 기준집단의 학력연수와 10% 수준에서 통계적으로 유의한 차이를 보여 0.22년 높은 수치를 나타낸다. 욕구소득비가 1 미만의 청소년은 기준집단에 비해 약 0.39년 정도 낮은 학력연수를 보여 상대적으로 큰 차이를 보인다. 본 연구에서는 욕구소득비가 1 미만인 경우를 나타내는 더미변수의 회귀계수 값이 빈곤의 효과로서 정의된다.

모형 6의 결과를 보면 욕구소득비를 통제한 후에 한부모 여부 변수의 회귀계수는 그 크기가 감소하고 통계적인 유의성도 잃는다. 모형 7과 모형 8에서는 이혼·별거 가족의 청소년이나 7년 이상 장기적으로 한부모가족을 경험한 청소년과 양부모 가족의 청소년 사이의 학력연수의 차이는 가족소득이나 빈곤을 통제한 이후에도 지속됨을 알 수 있다. 그러나 부모 사별 가족의 청소년이나 6년 이하의 단기간 한부모가족을 경험한 청소년의 경우에는 한부모 가족 경험이 부정적 영향을 미친다는 증거가 발견되지 않는다. 모형 6에서 모든 한부모 가족의 청소년들 사이에서 부정적 영향의 증거가 발견되지 않은 것은 이혼·별거 가족의 청소년이나 장기 한부모 가족의 청소년 사이에서 나타난 한부모 가족경험의 부정적 영향이 영향을 받지 않은 부모 사별 가족과 단기 한부모 가족의 청소년에 의해 희석된 결과로 보인다.

한편 모형 6에서 모형 8까지의 욕구소득비 효과의 추정결과에 따르면 빈곤이나 가족소득의 효과는 가족구조를 통제한 이후에도 큰 변화 없이 지속됨을 알 수 있다. 빈곤의 효과를 나타내는 욕구소득비 1 미만 더미변수의 회귀계수는 모형 6에서 모형 8까지 그 크기가 유사하고 모형 5와 큰 차이가 없다. 욕구소득비의 다른 급간을 나타내는 더미변수들의 회귀계수의 경우도 모형 6에서 모형 8까지의 수치가 모형 5와 거의 유사하여 가족소득의 효과가 가족구조의 통제 전후에 차이가 없음을 보여준다.

<표 2>의 결과를 전반적으로 볼 때 우선 가족구조가 학력연수에 미치는 영향은 이혼·별거 가족의 청소년이나 7년 이상 장기적으로 한부모가족을 경험한 청소년의 경우에만 나타난다는 점을 알 수 있다. 전체 한부모 가족 청소년의 경우에는 가족소득을 통제한 후 가족구조의 부정적 영향이 확인되지 않는다. 이에 반해 가족소득이나 빈곤의 영향은 가족구조의 통제 후에도 일관되게 나타난다. 이러한 결과는 빈곤이 가족구조보다 청소년의 학력성취에 더 큰 영향을 미침을 시사한다. 그러나 이혼·별거 가족이나 장기 한부모가족의 청소년만을 볼 경우 가족구조의 부정적 영향(각각 -0.448, -0.485)은 빈곤의 영향(-0.348)보다 더 크다.

마지막으로 가족구조와 빈곤의 영향력의 크기를 가늠하기 위해 이들 변수의 영향력을 청소년의 학력성취에서 전통적으로 중시되는 부모의 교육수준 변수의 영향력과 비교하자. 이들 세 변수가 모두 통계적으로 유의한 모형 7과 모형 8의 결과를 보면 가족구조와 빈곤의 영향의 크기는 가구주 부모의 교육수준이 고졸 미만인 청소년 집단과 대학입학 이상인 청소년 집단의 학력연수의 차이(0.196 혹은 0.197)보다 더 큰 것으로 나타났다.

그러나 <표 2>의 종속변수인 학력연수는 19세에 측정된 것으로 앞에서 논의했듯이 20세나 그 이후에 측정된 학력연수와 비교할 때 재수를 선택한 청소년 집단에 대해 학력을 저평가하

는 경향이 있고 학력연수의 변이가 적게 나타난다. 이러한 문제의 심각성을 사정하기 위해 20세에 측정된 학력연수를 종속변수로 하는 모형의 추정 결과를 <표 2>의 결과와 비교하였다. (20세 학력연수모형의 추정 결과는 부록의 <부표 1>에 제시하였다.<sup>8)</sup> 독립변수의 영향과 관련된 두 모형의 추정 결과에는 상당한 양적인 차이가 있다.<sup>9)</sup> 특히 20세 모형에서는 회귀계수 값이 크게 증대하여 19세 모형에서는 가족구조나 소득, 빈곤과 같은 독립변수의 영향력이 과소 추정되고 있음이 시사된다. 그러나 두 추정 결과 사이에 중요한 질적인 차이는 발견되지 않는다. 가족구조와 가족소득, 빈곤 변수의 통계적 유의성은 거의 동일하다. 이들 변수 중 유일한 예외는 욕구소득비가 3이상인 더미변수인데 19세 모형에서는 한계적으로 유의미하지만(marginally significant) 20세 모형에서는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이러한 차이는 표본크기 감소로 인한 표준오차 증가에서 기인한 것으로 설명된다.

<표 2> 결과의 편의(bias)는 학력연수의 저하가 가족구조나 빈곤지위상의 변화보다 앞서 일어나는 경우에도 발생할 수 있다. 예컨대, <표 2>의 모형에서는 고교 중퇴 이후에 한부모가족을 경험한 청소년의 경우에도 한부모가족의 경험이 학력연수의 저하를 초래한 것으로 인과 관계를 설정하는 것이다. 이러한 편의의 정도는 <표 2>의 결과와 학력연수의 저하가 가족구조나 빈곤 경험을 측정된 마지막 해인 18세 이후에 발생한 청소년만을 대상으로 모형을 추정된 결과를 비교함으로써 평가할 수 있다. 본 연구에서는 19세 학력연수가 12년 이상인 청소년 표본만을 대상으로 분석한 결과 모든 독립변수의 통계적 유의성에서 <표 2>와 동일한 결과를 얻어 이러한 편의의 정도가 심각하지 않음을 알 수 있었다.<sup>10)</sup>

8) 분석에 사용된 19세 학력연수모형의 표본은 1021명이었으나 20세 학력연수모형에서는 표본크기가 523명으로 19세 표본보다 498명이 줄어들었다. 조사 마지막 연도인 2001년에 19세인 표본 226명이 모두 제외되었고 1998-2000년에 19세인 표본 중 20세에 조사에 응답하지 않거나 학력연수정보가 누락된 272명의 청소년이 제외되었다.

9) 20세 모형의 추정치는 19세 모형 추정치와 비교할 때 전반적으로 회귀계수의 절대값이 커지고 표준오차는 그 이상으로 증가하였으며 R<sup>2</sup>로 측정된 모형의 설명력 또한 크게 증대하였다. 회귀계수와 R<sup>2</sup>의 변화는 종속변수의 변이가 커지고 추정오차가 감소한 결과이고 표준오차의 변화는 표본크기가 감소한 결과로서 이론적 예측과 부합한다.

10) 이러한 편의의 가능성을 지적한 익명의 심사위원들께 감사드린다.

<표 3> 가족배경이 19세 대학진학 여부에 미치는 영향

변 수	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
가족구조 한부모 여부	-.977*** (.242)					-.855*** (.247)		
가족유형 부모 이혼/별거		-1.441*** (.373)					-1.345*** (.379)	
부모 사별		-.639** (.311)					-.500 (.315)	
한부모 기간 1-6년			-.358 (.330)					-.248 (.336)
7년 이상			-1.675*** (.369)					-1.526*** (.371)
가족소득 월 평균소득				.235*** (.069)				
가구규모				.228** (.094)				
육구소득비 육구소득비<1					-.555*** (.202)	-.423** (.207)	-.416** (.207)	-.407* (.208)
2 ≤ 육구 소득비					.026 (.193)	.011 (.195)	.030 (.196)	.021 (.196)
<3 육구소득비 ≥ 3					.484* (.260)	.449* (.263)	.469* (.264)	.452* (.264)
부모교육수준 고졸	.363** (.165)	.342** (.166)	.352** (.166)	.318* (.167)	.333** (.167)	.297* (.169)	.272 (.169)	.284* (.169)
대학입학 이상	.597** (.236)	.613** (.238)	.613** (.238)	.394 (.243)	.437* (.245)	.425* (.248)	.434* (.250)	.440* (.251)
-2LL	1078.3	1075.4	1070.4	1078.7	1085.4	1067.9	1064.7	1060.6

\*p<.10 \*\*p<.05 \*\*\*p<.01, 사례 수 = 1021

모든 모형에는 위의 변수 이외에도 청소년의 성별, 재학했던 고교유형, 14세 거주지역, 형제자매의 수, 출생순서가 통제변수로서 포함되었음.

<표 3>의 결과를 보면 가족구조는 일관되게 19세의 대학진학여부와 통계적으로 유의미한 부정적 관계를 갖는다. 특히 학력연수모형과는 달리 사별가족 청소년의 경우에도 가족구조의 회귀계수가 통계적으로 유의미하였다. 모형 6에서 모형 8의 결과를 보면 육구소득비를 통제 한 후에 가족구조의 회귀계수는 그 크기가 다소 감소하였으나 여전히 통계적으로 유의하였다.

한부모 여부 변수의 회귀계수는 육구소득비의 통제 여부에 상관없이 일관되게 통계적으로 유의한 결과를 보인다. 이혼·별거 가족이나 장기 한부모가족의 회귀계수도 여전히 통계적으



로 유의미하여, 이들 가족의 청소년의 경우 가족소득이나 빈곤을 통제한 이후에도 가족구조가 대학진학확률에 미치는 부정적 영향이 지속됨을 알 수 있다. 그러나 부모 사별 변수의 회귀계수는 통계적 유의미성을 잃었고, 6년 이하의 단기 한부모가족 청소년의 경우에도 가족구조의 영향이 통계적으로 유의하지 않았다.

모형 4와 모형 5의 추정결과에 따르면 가족소득과 빈곤이 청소년의 대학진학여부와 통계적으로 유의미한 관계를 가지는 것으로 나타났다. 대학진학모형에서도 가족소득의 효과는 저소득층 사이에서 훨씬 크게 나타나 빈곤집단의 청소년은 기준집단인 빈곤선 100%에서 200% 사이의 소득집단에 비해 통계적으로 유의미하게 대학진학확률이 낮은 반면 빈곤선 200%에서 300% 사이의 소득집단의 대학진학확률은 기준집단과 통계적으로 유의미한 차이가 없다. 모형 6에서 모형 8까지의 결과는 이러한 가족소득과 빈곤의 영향이 가족구조를 통제한 이후에도 큰 변화 없이 지속됨을 보여준다.

<표 2>에서 <표 3>까지 제시된 19세 교육성취모형의 추정 결과를 전반적으로 보면 가족구조와 빈곤의 영향이 비교적 일관되게 나타난다. 학력연수모형의 경우 대학진학모형에 비해 가족구조의 영향이 일관되게 나타나지 않은 면이 있으나(예컨대 모형 6의 경우), 이는 본 연구의 설계 상 어느 정도 예측될 수 있는 결과이다. 본 연구에서는 교육성취를 19세에 측정하여 교육성취의 변이를 충분히 반영하지 못한 결과 가족배경이 교육성취에 미치는 영향을 완전히 포착하기는 어렵다. 대학진학여부는 19세까지 상당정도 결정되므로 대학진학모형에서는 이러한 문제가 비교적 심각하지 않을 것이다. 반면에 학력연수모형에서는 대학진학에 상응하는 만큼 학력연수 증대를 충분히 포착하지 못하는데, 이는 19세에 대학에 재학중인 청소년의 대다수는 20대 중반까지 16년 정도의 최종학력연수를 보이겠지만 19세에는 대다수가 13년의 학력연수를 보일 것이기 때문이다. 만약 가족배경의 효과가 대학진학여부에 집중되어 나타난다면, 본 연구의 학력연수모형에서 나타나는 가족구조 효과의 크기는 대학진학모형에서 나타나는 가족구조 효과의 일부만을 반영하여 작게 나타날 것이다. 학력연수를 20대 중반 정도에 측정할 수 있는 분석자료를 이용할 경우 가족구조가 학력연수에 미치는 부정적 영향력은 더욱 커지고 통계적으로 유의한 결과를 나타낼 것이다.

<표 4>의 모형 1에서 모형 3까지에 제시된 추정결과에 따르면 가족구조는 16세의 진학교 교유형과 일관되게 통계적으로 유의미한 부정적 관계를 갖는다. 여기에서도 학력연수모형과는 달리 사별가족 청소년의 경우에도 가족구조의 회귀계수는 10% 수준에서 통계적으로 유의미하였고 6년 이하의 단기간 한부모가족을 경험한 경우에도 그러하였다. 그러나 모형 6에서 모형 8까지의 결과를 보면 욕구소득비를 통제한 후에 가족구조의 회귀계수는 그 크기가 감소되어 한부모 여부 변수의 회귀계수만이 10% 수준에서 통계적으로 유의하고 나머지 가족구조 변수는 모두 통계적인 유의미성을 상실함을 알 수 있다.

그러나 모형 7의 부모 이혼·별거 변수 등의 경우 회귀계수 값은 한부모 여부 변수보다 크지만 이혼·별거가족 청소년의 사례 수가 적어 표준오차가 증가한 때문에 통계적으로 유의하지 않게 된 것으로 판단된다. 요컨대, <표 4>의 결과는 가족소득 통제 후에도 가족구조가

인문계고교 진학 확률을 낮추는 영향이 어느 정도 지속되고 있을 가능성을 배제하지 않는다.

<표 4> 가족배경이 16세 진학고교 유형에 미치는 영향

변 수	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
가족구조 한부모 여부	-.628** (.250)					-.462* (.256)		
가족유형 부모 이혼/별거		-.674** (.336)					-.537 (.340)	
부모 사별		-.579* (.346)					-.380 (.353)	
한부모 기간 1-6년			-.639* (.348)					-.476 (.349)
7년 이상			-.618* (.336)					-.448 (.344)
가족소득 월 평균소득				.339*** (.088)				
가구규모				-.162 (.113)				
육구소득비 육구소득비<1					-.346* (.194)	-.277 (.198)	-.277 (.198)	-.277 (.198)
2<=육구소득비<3					.359* (.203)	.340* (.204)	.342* (.204)	.340* (.204)
육구소득비>=3					.881*** (.321)	.842*** (.321)	.845*** (.322)	.842*** (.321)
부모교육수준 고졸	.611*** (.163)	.610*** (.163)	.611*** (.163)	.552*** (.166)	.550*** (.165)	.526*** (.166)	.524*** (.166)	.526*** (.166)
대학입학 이상	2.104*** (.304)	2.103*** (.304)	2.104*** (.304)	1.843*** (.322)	1.773*** (.315)	1.784*** (.317)	1.784*** (.317)	1.784*** (.317)
-2LL	1047.0	1047.0	1047.0	1019.5	1037.5	1032.5	1032.4	1032.5

\*p<.10 \*\*p<.05 \*\*\*p<.01,

사례 수 = 1117

모든 모형에는 위의 변수 이외에도 청소년의 성별, 14세 거주지역, 형제자매의 수, 출생순서가 통제변수로 포함되었음.

모형 4와 모형 5의 추정결과에 따르면 가족소득과 빈곤이 청소년의 진학고교유형과 통계적으로 유의미한 관계를 가짐을 알 수 있다. 소득 효과가 저소득층에서 크게 나타났던 19세 교육성취모형과는 달리 진학고교모형에서는 소득의 효과가 소득수준에 관계없이 나타난다. 육구소득비의 각 급간을 나타내는 더미변수가 소득수준에 상관없이 모두 통계적으로 유의미하

며 회귀계수의 값도 대체로 선형 효과(linear effect)의 양상을 보인다. 더욱이 가족구조를 통제 한 경우에는 소득의 효과가 고소득층 사이에서 큰 것으로 나타난다. 모형 6에서 모형 8까지의 결과에 따르면 욕구소득비가 2에서 3인 더미변수와 욕구소득비가 3 이상인 더미변수는 여전히 통계적으로 유의하여 소득의 영향이 지속되지만, 욕구소득비가 1미만인 변수의 회귀계수가 통계적 유의성을 잃어 빈곤의 영향이 사라지는 것으로 나타난다.

가족구조나 빈곤의 영향이 16세 진학교육유형에 대해 일관되게 나타나지 않는 <표 4>의 결과는 고교진학에서는 가족구조나 빈곤 이외에 부모 교육수준과 같은 청소년의 다른 개인적, 가족적 특성 변수가 더 중요하게 영향을 미침을 시사한다. 19세 교육성취모형과는 달리 모든 모형에서 부모 교육수준이 고졸인 더미변수와 대입 이상인 더미변수 모두 일관되게 1%의 높은 수준에서 통계적으로 유의하다는 점이 주목된다.

<표 5>에서는 가족구조와 빈곤의 효과가 통계적으로 유의하고 일관되게 나타난 <표 3>의 19세 대학진학모형 중에서 모형 6을 기본모형으로 하여 가족구조와 빈곤의 영향을 비교하였다. 가족구조의 효과는 한부모 여부 변수를 이용하여 측정되고, 빈곤의 효과는 욕구소득비 1 미만 더미변수를 이용하여 측정된다. 그런데 대학진학확률을 추정한 로짓모형의 경우 회귀계수가 해당변수의 한계효과(marginal effect)를 나타내지 않으므로 다음의 방법을 이용하여 각 변수의 효과를 계산한다.

<표 5> 가족구조와 빈곤이 대학진학확률에 미치는 효과

	대학진학확률 예측치		
	전체 표본	한부모 표본	빈곤표본
관찰된 특성대로	0.652	0.406	0.554
한부모 없는 경우	0.671	0.595	
빈곤이 없는 경우	0.667		0.622
효과 크기 (% 변화)			
가족구조	+0.019 (2.9%)	+0.19 (46.5%)	
빈곤	+0.015 (2.2%)		+0.07 (12.3%)

먼저 모형 6의 추정 결과에 청소년 개개인의 가족구조, 가족소득, 부모 교육수준 변수와 통제변수로 포함된 개인적, 가족적 특성 변수들의 실제 관찰 값을 투입함으로써 표본에 포함된 모든 청소년 개개인에 대하여 예측되는 대학진학확률을 구하였다. 예측된 대학진학확률의 전체 표본 평균치는 0.652였다. 이는 <표 1>에서 제시한 대학진학확률의 실제 평균치와 동일한 수치로서 추정 결과를 이용한 예측의 정확성을 보여준다.

가족구조의 효과를 구하기 위해서 모든 청소년이 한부모가족을 경험하지 않고 다른 특성은 모두 관찰된 경우와 동일한 상황을 가정하여 대학진학확률을 예측하였다. 대학진학확률의 전체 표본 평균치는 0.671로서 대학진학확률이 0.019만큼 증대하여 2.9%정도 상승하는 결과를 보였다. 다음으로 빈곤의 효과를 구하기 위해서 모든 청소년이 빈곤을 경험하지 않고 다른 특

성은 모두 관찰된 경우와 동일한 상황을 가정하여 대학진학확률을 예측하였다. 예측된 대학진학확률의 평균치는 0.667로서 대학진학확률이 2.2%정도 상승하는 결과를 보였다.

이렇게 구해진 가족구조와 빈곤의 효과는 매우 작은 수치인데, 이는 한부모 가족 청소년이 전체 표본의 약 10%, 빈곤가족 청소년이 전체 표본의 약 21%로서 해당 청소년이 전체 표본에서 차지하는 비중이 적기 때문에 나타난 결과이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 한부모가족과 빈곤가족에서 성장한 청소년만을 표본으로 동일한 시뮬레이션 과정을 반복하였다.

먼저 한부모가족 청소년을 대상으로 실제 관찰 값을 이용하여 계산된 대학진학확률의 평균치는 0.406이고, 한부모가족이 없는 가설적 상황에서 계산된 값은 0.595였다. 이 결과는 한부모가족 청소년이 양부모가족에서 성장했을 경우 대학진학확률이 46.5% 증가할 것임을 보여준다. 다음으로 빈곤을 경험한 청소년만을 대상으로 실제 관찰 값을 이용하여 계산된 대학진학확률의 평균치는 0.554이고, 빈곤이 없는 가설적 상황에서 계산된 값은 0.622였다. 이 결과는 빈곤 청소년이 빈곤을 경험하지 않았을 경우 대학진학확률이 12.3% 정도 상승할 것임을 보여준다.

마지막으로 한부모가족 청소년 표본에서 나타난 가족구조 효과와 빈곤가족 청소년 표본에서 나타난 빈곤 효과를 비교하면 대학진학확률에 대해 가족구조가 빈곤보다 더 큰 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

<표 6> 청소년의 개인적, 가족적 특성이 교육성취에 미치는 영향

변 수	학력연수 모형	대학진학 모형	진학교교 모형
가족구조: 한부모 여부	-.176 (.121)	-.855*** (.247)	-.462* (.256)
가족소득			
욕구소득비<1	-.355*** (.099)	-.423*** (.207)	-.277 (.198)
2<=욕구소득비<3	.037 (.091)	.011 (.195)	.340* (.204)
욕구소득비>=3	.206* (.115)	.449* (.263)	.842*** (.321)
부모교육수준			
고졸	-.023 (.080)	.297 (.169)	.526*** (.166)
대학입학 이상	.195* (.111)	.425* (.248)	1.784*** (.317)
성별	.111 (.072)	-.024 (.154)	.058 (.157)
재학한 고교유형	-.552*** (.083)	-1.472*** (.164)	n.a.
14세 거주지역	-.126* (.073)	-.371*** (.160)	-.104 (.162)
형제자매의 수	.043 (.035)	.005 (.073)	.258** (.106)
출생순서	.295*** (.077)	.532*** (.167)	.387** (.170)
상수항	12.708*** (.143)	.964*** (.296)	-.255 (.338)
Adj. R <sup>2</sup>	.108	n.a.	n.a.
-2LL	n.a.	1067.9	1032.5

\*p<.10 \*\*p<.05 \*\*\*p<.01

학력연수모형과 대학진학모형의 사례 수 = 1021, 진학교교모형의 사례 수 = 1117

<표 6>에서는 <표 2>에서 <표 4>까지 제시된 모형 6의 추정결과를 통계변수에 대한 추정치를 포함하여 다시 제시하였다. 19세 학력연수모형에서는 청소년의 성과 형제자매 수가 청소년 교육성취에 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않았으나, 재학교교유형(인문계=0, 비인문계=1), 14세 시기의 성장지역(광역시 이상=1, 비광역시=0), 출생순서(첫째=1, 나머지=0)는 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 비인문계 출신은 인문계 출신보다 평균적으로 0.55년 정도 학력연수가 낮았고, 광역시 이상의 대도시 출신이 중소도시 출신보다 0.13년 정도 학력연수가 낮았으며, 출생순서가 첫째인 청소년이 다른 청소년보다 0.29년 정도 학력연수가 높았다. 19세 대학진학모형의 결과 또한 학력연수모형과 거의 유사한 양상을 보여 청소년의 재학교교유형과 14세 시기의 성장지역, 출생순서가 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 그러나 16세 진학교교모형의 추정결과는 다소 상이한 모습을 보인다. 출생순서는 여전히 통계적으로 유의미하지만, 성장지역은 통계적으로 유의미하지 않고 형제자매 수가 통계적으로 유의미한 변수로 새로이 나타났다.

## V. 요약 및 논의

본 연구는 한국노동패널 1998-2001 자료를 이용하여 성장기에 경험한 가족구조와 저소득, 빈곤 등의 가족배경이 청소년의 교육성취에 미치는 영향을 분석하였다. 가족구조와 가족소득, 빈곤의 영향을 각각 분석한 결과 각 변수는 청소년의 16세 진학교교유형, 19세 학력연수와 대학입학확률과 통계적으로 유의미한 관계를 보였다. 19세의 교육성취의 경우 이혼·별거 가족의 청소년과 장기적으로 한부모가족을 경험한 청소년, 빈곤가족의 청소년은 특히 낮은 수준의 성취도를 보였다. 가족구조가 19세의 교육성취에 미치는 영향은 소득수준이나 빈곤을 통제한 후에도 대체로 지속되는 것으로 나타났다. 소득과 빈곤의 영향력 또한 가족구조가 모형에 포함된 후에도 큰 차이가 없었다. 그러나 16세의 진학교교유형의 경우 소득을 통제한 후에는 가족구조의 영향은 일관된 모습을 보이지 않는다. 그리고 빈곤의 영향도 가족구조를 모형에 포함한 후에는 사라진다. 가족구조와 빈곤의 영향력이 일관되게 확인된 19세의 대학진학모형을 이용하여 가족구조와 빈곤의 상대적 영향력을 비교한 결과 가족구조의 영향력이 훨씬 크게 나타났다.

이러한 발견은 본 연구의 이론적 예측이나 선행연구의 전반적인 결과와 대체로 일치한다. 본 연구의 발견은 가족소득과 빈곤이 청소년의 교육성취에 미치는 부정적 영향을 확인한 국내외의 선행연구 결과와 부합된다(Haveman & Wolfe, 1995; Duncan & Brooks-Gunn, 1997; 방하남·김기현, 2002; 구인회, 2003a; 2003b). 빈곤의 영향이 가족소득의 평균적 영향보다 더욱 크다는 점도 선행연구와 동일하다(Duncan et al., 1998; 구인회, 2003a). 가족구조의 부정적 영향에 관한 본 연구의 발견 또한 서구의 선행연구와 대체로 일치한다(McLanahan & Sandefur, 1994; Duncan & Brooks-Gunn, 1997). 사별가족보다는 이혼·별거가족에서 한부모

가족 아동의 부정적 발달 양상이 나타남을 확인한 서구 연구의 발견은 본 연구에서도 재확인되었다. 그러나 장기 한부모가족 청소년의 교육성취수준이 떨어진다는 본 연구의 발견은 최근의 가족해체가 더 큰 부정적 영향을 미친다는 서구 연구와는 차이가 나는 것으로 후속연구를 통해 재평가될 필요가 있다(McLanahan, 1997).

본 연구의 발견은 첫째, 가족구조와 빈곤이 청소년의 교육성취에 미치는 영향을 확인함으로써 그간 국내의 연구에서 간과되어 왔던 가족배경과 아동·청소년 발달의 관계의 규명에 기여하였다. 대다수의 이론에서 가족배경은 학교관련 요인, 지역사회-또래집단 요인과 함께 아동·청소년 발달과 관련된 매우 중요한 요인으로서 제기되어 왔고 서구의 연구는 이러한 이론을 경험적으로 지지하고 있다. 그러나 국내에서는 적절한 자료와 이를 이용한 실증 연구가 미흡하여 아동·청소년 발달과 관련된 가족배경의 중요성은 거의 규명되지 않았다. 더욱이 가족구조와 가족소득, 빈곤의 영향에 대한 연구는 거의 존재하지 않았다.

둘째, 본 연구는 가족구조와 소득, 빈곤과 같은 가족배경이 청소년 교육성취에 미치는 영향을 입증하여 한부모가족과 빈곤가족에 대한 사회적 지원 대책이 청소년 교육성취 수준을 향상하는 데에 크게 기여할 수 있음을 시사한다. 한국 사회에서 계층간, 집단간 교육불평등 문제는 오랜 기간 정책 논쟁의 최우선순위를 차지하였지만 논의의 범위가 학교관련 혹은 입시관련 제도에 주로 제한되어 있었다. 본 연구의 발견은 교육성취에 대한 가족배경 요인의 영향을 밝혀 교육불평등에 대한 보다 폭넓은 정책적 접근이 필요함을 시사한다.

셋째, 본 연구는 횡단자료를 분석한 대다수 기존 연구와는 달리 패널자료를 분석에 이용함으로써 관련 연구분야의 분석자료의 한계를 크게 넘어설 수 있다. 한 시점에서 자료를 수집하는 횡단 자료의 경우 부모의 특성이나 가족환경 요인 등에 대한 정보가 자녀의 회고적 응답을 통해서 수집되어 관련 변수의 수에서나 정확성에서 근본적인 한계를 지니고 이로 인해 추정치에도 편의의 가능성이 크다(Haveman & Wolfe, 1995). 본 연구에서는 청소년과 가족환경을 성장기에서부터 연단위로 추적 조사한 패널자료를 이용하여 기존 연구의 한계를 극복하였다.

후속연구를 통해서 개선되어야 할 본 연구의 중요한 한계로는 다음의 세 가지를 지적할 수 있다. 첫째, 분석에 이용될 한국노동패널조사의 자료가 4개년에 불과해 청소년 성장기 가족환경의 관찰은 청소년기를 중심으로 최대 4년의 기간에 한정될 수밖에 없다. 따라서 청소년의 어린 시절의 가족환경의 영향이 모형에 포함되지 않아 추정치가 편의(bias)되었을 가능성이 있다. 기존 연구는 가족소득 등 가족환경이 아동·청소년 발달에 미치는 영향은 아동의 발달 단계에 따라 상이하고 특히 어린 아동기의 경험이 커다란 영향을 미친다는 사실을 밝히고 있다(Duncan, Yeung, Brooks-Gunn, & Smith, 1998).

둘째, 본 연구에서는 다양한 가족적, 개인적 특성 변수를 모형에서 통제한 상태에서 가족소득이나 가족구조 등 관찰된 가족환경의 영향을 추정할 것이지만, 청소년 사이에 존재하는 관찰되지 않은 특성(unobserved characteristics)의 차이로 인해 추정에 편의가 발생할 가능성은 여전히 존재한다. 예컨대, 인지능력이 뛰어난 부모의 경우 소득수준이 높을 가능성이 있고 동시에 그 청소년 자녀는 유전적으로 이어받은 인지능력으로 높은 교육성취수준을 보일 가능

성이 있다. 이 경우 본 연구에서는 인지능력과 같은 변수를 통제하지 못함으로 인해 인지능력의 영향을 가족소득의 영향에 귀속하여 그 영향을 과대추정했을 가능성이 있다.<sup>11)</sup>

마지막으로 본 연구에서는 분석자료의 제약으로 인해 가족구조나 빈곤이 청소년의 교육성취에 영향을 미치는 경로를 확인할 수 없었다. 본 연구에서는 가족소득과 빈곤의 영향을 확인하고, 가족구조가 가족소득이나 빈곤과 독립적으로 청소년 교육성취에 영향을 미침을 보여주는 데에 그친다. 가족구조와 빈곤의 영향이 어떠한 경로를 통해서 발생하는지의 규명은 후속 연구의 과제로 남아 있다.

## 참고문헌

- 구인회. (2002). '빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로'. 『한국사회복지학』, 48, 82-112.
- 구인회. (2003a). '경제적 상실과 소득수준이 청소년의 교육성취에 미치는 영향'. 『한국사회복지학』, 53.
- 구인회. (2003b). '경제위기와 청소년 발달: 가족의 경제적 상실이 청소년 교육성취에 미치는 영향', 아산재단 연구총서 138, 서울: 집문당.
- 김영화. (1990). '고등교육 팽창의 결과: 고등교육기회 획득에 미치는 출신배경의 영향 추이 (1967~1984)'. 『교육학연구』 28(3), 65-81.
- 김영화·김병관. (1999). '한국 산업화 과정에서의 교육과 사회계층 이동'. 『교육학연구』 37(1), 155-172.
- 방하남·김기현. (2001). '변화와 세습: 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취구조'. 『한국사회학』 35(3), 1-30.
- 방하남·김기현. (2002). '기회와 불평등: 고등교육 기회에 있어서 사회계층별 불평등의 분석'. 제3회 한국노동패널 학술대회 발표논문, 한국노동연구원·한국노동경제학회.
- 방하남·안주엽·장지연·박은경·호정화·정혜원. (1999). 『한국 가구와 개인의 경제활동: 한국노동패널 1차년도 자료분석』. 한국노동연구원, 고용보험연구센터.
- 오성삼·구병두. (1999). '메타분석을 통한 한국형 학업성취 관련변인의 탐색'. 『교육학연구』 37(4), 99-122.
- 이미정. (1998). '가족 내에서의 성차별적 교육투자'. 『한국사회학』 32(1), 63-97.
- 이정환. (1998). '가족구조가 아이의 지적 능력에 미치는 영향: 가족 내 상호작용을 중심으로』.

11) 관찰되지 않은 속성의 차이로 인한 소득효과와 과대추정 가능성은 근년의 서구 연구에서 집중적인 논쟁의 대상이 되었다. Mayer(1997)는 이러한 누락변수로 인한 편의(omitted-variable bias)의 정도를 검증하여 소득의 효과가 매우 적거나 통계적으로 유의하지 않다는 사실을 보고하였다. 반면에 Duncan et al.(1998)은 효과고정모형(fixed-effect model)을 추정하여 관찰되지 가족적 특성을 통제한 후에도 상당한 정도의 소득 효과를 발견하였다.

· 한국사회학 32(3), 621-644.

장상수. (2000). '교육기회의 불평등: 가족 배경이 학력 성취에 미치는 영향'. 한국사회학 34(3), 671-708.

- Bane, M.J. (1986). "Household composition and poverty" In S. H. Danziger & D. H. Weinberg (Eds.), *Fighting Poverty: What works and what doesn't*, MA, Cambridge: Harvard University Press, 209-231.
- Cohen, J. & Cohen P. (1983). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Coleman, J.S. (1988). "Social capital in the creation of human capital." *American Journal of Sociology*, 94 Supplement, S95-S120.
- Duncan, G. & Brooks-Gunn, J. (Eds.) (1997). *Consequences of Growing Up Poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- Duncan, G., Yeung, W.J., Brooks-Gunn, J., & Smith, J.R. (1998). "How much does childhood poverty affect the life chances of children?" *American Sociological Review*, 63: 406-423.
- Ellwood, D. (1988). *Poor Support: Poverty in the American family*. New York: Basic Books.
- Haveman, R. & Wolfe, B. (1994). *Succeeding Generations: On the effects of investments in children*. New York: Russell Sage Foundation.
- Haveman, R. & Wolfe, B. (1995). "The determinants of children's attainments: A review of methods and findings." *Journal of Economic Literature*, 33: 1829-1878.
- Korenman, S., Miller, J.E., Sjaastad, J.E. (1995). "Long-term poverty and child development in the United States: Results from the NLSY", *Children and Youth Services Review*, 17(1/2), 127-155.
- Lipman, E. L. & Offord, D.R. (1997). "Psychological morbidity among poor children in Ontario", In G. J. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation, 239-287.
- Mayer, S. (1997). *What Money Can't Buy?: Family income and children's life chances*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLanahan, S. (1985). "Family structure and the reproduction of poverty", *American Journal of Sociology*, 90(4): 873-901.
- McLanahan, S. (1997). "Parent absence or poverty: Which matters more?", In G. J. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation, 35-48.
- McLanahan, S. & Sandefur, G. (1994). *Growing Up with a Single Parent: What hurts, what*



helps. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- McLoyd, V. 1990. "The impact of economic hardship on black families and children: Psychological distress, parenting, and socioemotional development", *Child Development*, 61, 311-346.
- McLoyd, V. 1998. "Socioeconomic disadvantage and child development", *American Psychologist*, 53(2), 185-204.
- Pagani, L., Boulierice, B., & Tremblay R. E. (1997). "The influence of poverty on children's classroom placement and behavior problems", In G. J. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation, 311-339.
- Smith, J.R., Brooks-Gunn, J., & Klebanov, P.K. (1997). "Consequences of living in poverty for young children's cognitive and verbal ability and early school achievement", In G. J. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation, 239-287.