

경제적 상실과 소득수준이 청소년의 교육성취에 미치는 영향

구 인 회*

[요약]

본 연구는 한국노동패널 자료를 이용하여 경제적 상실과 소득 수준이 청소년 교육성취에 미치는 영향을 분석하였다. 분석의 결과 부모의 실직과 소득상실은 청소년의 학력연수와 대학입학확률 양자와 부정적 관계를 보였다. 이러한 경제적 상실 영향의 대부분은 소득수준을 통제한 후에도 지속되는 것으로 나타났다. 소득수준 또한 청소년의 교육성취에 통계적으로 유의미한 영향을 미치며 빈곤이 청소년의 교육성취에 미치는 영향력은 특히 크게 나타났다. 분석모형에 따라 일관되지 못한 모습을 보이지만 빈곤의 영향력과 경제적 상실의 영향력은 그 크기가 유사하다. 청소년 교육성취모형의 성별 추정 결과는 여자 청소년은 경제적 상실이나 소득 수준 모두에 민감하게 영향받는다는 것을 보여준다. 남자 청소년의 경우 부모 실직이나 소득 상실이 교육성취에 부정적 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않은 반면, 소득수준과 빈곤은 교육성취에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구는 가족의 빈곤 여부에 관계없이 경제적 상실이 청소년의 교육성취에 부정적 영향을 미친다는 사실을 밝혀, 경제적 상실을 경험하는 가족에 대한 사회적 지원이 우리 사회의 미래를 짊어질 청소년의 건전한 발전을 위해서도 필요함을 시사한다. 또한 본 연구의 발견은 경제적 상실과 빈곤을 동시에 경험하는 가족에 대한 집중적인 지원이 요구됨을 시사한다.

주제어: 경제적 상실, 교육성취, 실직, 소득, 빈곤, 청소년 발달

* 서울대학교 사회복지학과 전임강사

1. 서론

지난 1997년 말 시작되어 수년간 지속된 경제위기는 우리 사회의 상당수 개인과 가족의 삶에 지대한 영향을 미쳤다. 경제위기 이전 10년간 실업률은 2%대에 머물렀으나 경제위기 이후 실업률은 치솟아 99년 2월에는 8.6%라는 최고치에 달하였고 약 197만 명이 일자리를 잃었다. 조사에 따르면 실직을 경험한 개인과 가구는 매우 낮은 소득과 소비수준을 유지하고 있고 기초적인 생계유지 자체에 어려움을 겪는 빈곤가구도 상당수인 것으로 알려져 있다(한국노동연구원·한국보건사회연구원, 1999). 외환위기의 영향은 실업을 통해 첨예하게 나타났지만, 경제위기의 타격이 실직 집단에게만 한정된 것은 아니었다. 취업 집단 또한 임금 삭감 등의 고용조건 악화로 소득상실의 고통을 겪었다. 그리고 이러한 소득상실의 결과 도시 근로자가구의 빈곤률은 1997년 4.2%에서 1998-1999년 평균 9%대로 급상승하였다(유경준, 2000).

외환위기 이래로 우리 나라에서는 실직(job loss)이나 소득상실(income loss)과 같은 경제적 상실(economic loss)이 개인과 가족에 미치는 부정적 영향에 대한 연구가 진행되어 왔다. 기존 연구 중 다수는 실직이 개인에 미치는 효과에 분석의 초점을 맞춘 것으로, 실직이 실직자 성인의 정신건강 등 심리적 특성에 부정적 영향을 미침을 밝히고 있다(김명언·노연희, 1998; 이훈구·김인경·박윤창, 2000; 임인숙, 2000; 정기선, 2000). 그런데 경제적 상실은 가족스트레스와 밀접한 관련을 가지는 것으로서, 실직의 영향은 개인이 아닌 가족을 분석단위로 해야 한다는 지적이 있어왔다(Fryer & Paine, 1986). 일부 연구는 실직이 가족관계에서 긴장을 증대시키고 가족해체를 촉진하는 방향으로 영향을 미치고 있음을 보여준다(조성희, 1999; 노혜린, 2000; 김연옥, 2001). 이러한 가족스트레스는 또한 다양한 영역에서의 아동·청소년의 적응과 발달에 관련을 갖는다. 서구의 연구는 경제적 스트레스는 아동·청소년의 건강과 부적의 관계를 가지며, 아동·청소년의 심리적 복지(psychological well-being)나 행동상의 문제, 인지적, 학구적 발달과 교육성취에도 영향을 미친다는 점을 밝혔다(Voydanoff, 1990; Conger, Conger, & Elder, 1997; McLoyd, 1998; Gutman & Eccles, 1999). 우리 나라에도 부모 실직과 아동·청소년 정서적 발달이나 교육성취 사이에 부정적 관계가 있음을 밝히는 연구가 등장하고 있다(이훈구·윤소연·성혜경, 1998; 구인회, 2002). 구인회(2002)는 부모 실직이 청소년의 학력연수 및 대학진학확률에 부정적 영향을 미쳤음을 보여준다.

이렇듯 국내외의 연구는 경제적 상실 경험과 가족 및 아동·청소년 발달 사이에 관계가 존재함을 밝히고 있지만, 이러한 관계가 존재하는 이유에 대해서는 분명하게 밝혀지지 않은 점들이 있다. 그 중 하나의 쟁점은 경제적 상실이 가족과 아동·청소년에 영향을 미치는 것이 경제적 상실이 저소득과 빈곤 상태를 초래하기 때문인지, 아니면 경제적 상실 자체가 가족생활에 고통이 수반되는 다양한 변화를 초래하기 때문인지에 관한 것이다. 전통적인 견해에서는 부모 실직이나 소득상실은 가족 구성원의 삶에 급격한 변화를 초래하고 이로 인해 가족스트레스를 증대시키는 것으로 이해되었다(Elder & Caspi, 1988). 이러한 견해에서는 가족스트레스에 영향을 미치는 것은 실직(혹은 소득상실)이라는 변

화이지, 실직가정의 소득수준(혹은 빈곤 여부)은 관련이 없는 것으로 본다. 즉 경제적 상실의 악영향은 가족의 소득수준과는 관련이 없다. 반면에 가족과 아동·청소년에 문제가 되는 것은 실직(혹은 소득상실)과 같은 변화가 아니라 실직이 초래한 저소득이나 빈곤과 같은 생활상태라는 점을 강조하는 견해가 존재한다. 경제적 상실은 적지 않은 가구에 빈곤과 저소득 상태를 초래하고, 이러한 저소득이나 빈곤은 청소년의 낮은 교육성취수준을 설명하는 주요한 요인이기 때문이다(Duncan & Brooks-Gunn, 1997; McLoyd, 1998).

본 연구는 지난 외환위기와 함께 대거 발생한 경제적 상실 경험이 청소년의 교육성취에 미친 영향을 분석함으로써, 경제적 상실 경험이 문제가 되는 것이 가족의 경제적 지위의 급격한 '변화' 때문인지, 경제적 지위의 '수준' 때문인지를 규명하고자 한다. 본 연구에서 청소년의 교육성취는 19세의 학력연수 및 대학진학여부로 측정된다. 본 연구에서는 실직의 영향에만 분석이 국한되었던 기존 연구와는 달리 실직의 영향과 함께 소득상실의 영향을 분석에 포함하여 지난 외환위기가 가족과 그 구성원에 미친 경제적 상실의 영향을 보다 포괄적으로 이해할 수 있도록 한다는 장점을 가진다. 아울러 관련문헌에서 최초로 소득수준과 빈곤이 청소년의 교육성취에 미친 영향에 대한 분석을 제시하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 경제적 상실이 청소년의 교육성취에 영향을 미치는 이유와 관련된 이론적 논의를 전개한다. 3장에서는 분석에 사용되는 자료의 원천인 한국노동패널조사 1998-2000 원자료와 표본 추출의 과정 및 주요 변수들을 소개하고, 분석방법의 개요를 설명한다. 4장에서는 경제적 상실이 청소년 교육성취에 미치는 영향을 소득수준과 관련시켜 분석한다. 또한 이러한 분석결과에서 청소년의 성에 따라 차이가 나타나는지를 본다. 마지막으로 5장에서는 본 연구의 주요한 발견을 요약하고 그 정책적 함의에 관해 논의한다.

2. 이론적 논의

다수의 기존 연구에서 경제적 상실이 아동·청소년에 미치는 영향은 가족매개모형(family mediation model)에 근거하여 설명되었다. 가족매개모형에 따르면 실직과 소득상실 등의 경제적 역경은 부모의 심리적 디스트레스를 증대시키고, 이러한 부모의 심리적 디스트레스는 다시 부부관계와 부모·자녀관계 등의 가족관계, 자녀의 사회정서적, 학구적 발달에 부정적 영향을 미친다(Conger et al. 1990; 1992; Elder, Van Nguyen, & Caspi, 1985; Lempers, Clark-Lempers, & Simons, 1989; Liker & Elder, 1983; McLoyd, 1990).

그런데 실직이나 소득 상실과 같은 경제적 상실이 부모의 디스트레스(그리고 궁극적으로는 청소년의 교육성취)에 영향을 미치는 이유에 대한 상이한 설명이 존재한다. 한 견해에 따르면, 경제적 상실은 가족이 그 상실로 인해 놓여지게 되는 소득수준에 상관없이 부정적 영향을 미칠 수 있다. 가족은 경제적 상실로 인해 만성적인 궁핍 상태에 빠져들지 않더라도 고통이 수반되는 다양한 변화를 겪게 되고 이로 인해 심리적 스트레스가 증가되게 된다. 경제적 상실을 겪는 가족은 소비지출을 줄이거나 소득을 늘리기 위한 다양한 노력을 해야 하고, 이 과정에서 부모의 정신건강, 가족관계 등은 부정적 변

화를 겪을 가능성이 있다(McLoyd, 1990).

Elder & Caspi(1988)는 스트레스를 초래하는 것은 빈곤과 같은 만성적인 생활 조건(chronic life conditions)이 아니라고 본다. 이들에 따르면 스트레스는 부정적인 방향으로 변화를 초래하는 실직이나 소득상실과 같은 생활사건(life events)이다. 급격한 경제적 변화는 관습적인 생활방식과 행동방식을 무너뜨리고 가족의 욕구와 자원 사이의 고통스러운 불일치를 초래한다는 것이다. 그리고 스트레스는 이렇게 급변한 환경에 대한 개인의 태도 및 행위의 조정과정에서 발생한다는 것이다. Galambos & Silbereisen(1987) 또한 가족체계(family system)는 복잡한 규칙과 규범을 가진 사회적 지위들이 상호 연관되어 있는 조직체계라는 점을 강조한다. 이들에 따르면 소득상실은 가족체계의 일상적 작동에 위기를 초래하는 스트레스(stressor)로서 기능한다. 이러한 주장에서는 경제적 스트레스가 주요한 문제로 되는 이유는 빈곤과 같은 만성적인 생활 조건이 아니라 생활사건으로서의 경제적 지위의 급격한 변화에서 찾아진다.

이렇듯 실직과 소득상실 등의 경제적 변화는 기존에 정착된 생활방식의 중단을 초래하고 이러한 변화도 인해 실직가족은 빈곤을 경험하지는 않더라도 경제적 불안을 경험할 수 있다. 소득을 증대하거나 지출을 감소시키려는 노력은 부모의 심리적 스트레스를 증대시키고, 이러한 부모의 심리적 디스트레스는 다시 부부관계와 부모·자녀관계 등의 가족관계에 부정적 영향을 미친다(Conger et al. 1990: 1992; Lempers, Clark-Lempers, & Simons, 1989; Liker & Elder, 1983;). 그리고 부모 사이의 갈등적 관계와 부모의 자녀에 대한 비지지적 태도는 자녀의 학구적 발달과 교육성취에 영향을 미친다(Conger et al., 1992; Conger, Conger, & Elder, 1997; Elder, Van Nguyen, & Caspi, 1985; Felner et al., 1995; Gutman & Eccles, 1999). 이러한 견해는 가족의 경제적 상실 경험은 가족의 소득수준이나 빈곤 지위와 관계없이 청소년의 교육성취에 부정적 영향을 미칠 것을 시사한다.

한편 실직이나 소득상실과 같은 경제적 상실은 가족 소득의 수준을 낮은 상태로 머무르게 하고 적지 않은 가구를 빈곤상태에 빠뜨림으로써 청소년의 교육성취에 영향을 미친다고 보는 견해가 있다. Pearlin, Lieberman, Menaghan, & Mullan(1981)은 경제적 상실과 정신건강의 관계는 상실 그 자체보다는 상실에 의해서 초래된 지속적인 생활조건을 주로 반영한다고 본다. 즉 극심한 저소득이나 빈곤을 동반하지 않는 경제적 상실의 경험은 심각한 가족 스트레스를 초래하지 않는다. 이 견해에 따르면 실직(job disruption)과 같은 생활사건은 주로 저소득이나 빈곤과 같은 지속적인 스트레스 요인의 매개를 통해서 영향을 미치는 것으로 예측된다.

소득수준이나 빈곤은 경제적 상실과 마찬가지로 부모의 정신건강과 가족과정에 위기를 초래하고 양육방식을 변화시킴으로써 청소년의 교육성취에 영향을 미칠 수 있다(McLoyd, 1998). 저소득과 빈곤은 또한 다른 방식을 통해서도 청소년의 교육성취에 영향을 미칠 수 있다. 인적자본이론(human capital theory)에서는 부모는 비용과 편익을 고려하여 금전적 자원과 시간을 청소년의 인적자본 형성에 투자한다고 본다(Becker & Tomes, 1986). 그런데 소득수준이 낮은 부모에게는 자녀 교육의 기회비용은 매우 높아 청소년 교육에 대한 투자의 수준이 낮은 상태에 머무르게 되고 그 결과 청소년의 교육성취 수준이 저하된다.¹⁾ 기존의 경험적 연구는 소득수준과 빈곤이 청소년의 교육성취에 통계적으로 유의미한 관계를 갖는다는 것을 밝혔다(Haveman & Wolfe, 1995; Duncan & Brooks-Gunn,

1997).

이러한 논의에서 소득수준이나 빈곤은 통상적으로 한 시점에서(본 연구의 경우에는 청소년이 18세가 된 해에) 측정되고 이렇게 측정된 소득수준이나 빈곤지위는 청소년기의 만성적인 경제적 생활조건을 충분히 포착하는 것으로 가정된다. 실제 한 시점에서 빈곤한 가족은 그렇지 않은 가족에 비해 장기간 빈곤을 경험할 가능성이 높지만, 이들 중 일부는 또한 짧은 시간 안에 빈곤을 벗어난다. 패널자료를 이용한 서구의 연구들은 시간에 걸친 소득 변화가 다양한 양상을 띠어 적지 않은 가족들은 오랜 시간에 걸쳐 빈곤상태를 경험하지만 상당수의 가족들은 단시간에 빈곤을 탈피함을 보여준다. 이러한 사실은 경제적 상실의 영향을 매개하는 만성적 생활조건으로서의 빈곤의 역할을 분석할 때 다년간에 측정된 빈곤의 시간적 지속성을 고려할 필요가 있음을 시사한다.²⁾

3. 자료, 변수와 분석 방법

1) 분석 자료

본 연구의 분석에는 한국노동패널조사 1998-2000 원자료를 이용하였다. 한국노동패널조사는 한국노동연구원 이 진국에 거주하는 5000가구의 가구원을 대상으로 1998년부터 연 1회 지난 1년 간의 노동시장활동 및 소득, 소비, 교육 등을 추적 조사하는 종단적 조사(longitudinal survey)이다(방하남 외, 1999). 한국노동패널이 본 연구의 분석 자료로서 적합한 이유는 다음과 같다.

첫째, 한국노동패널에서는 15세 이상 가구원에 대해 매년 교육성취에 관한 정보를 수집하고 또한 부모의 경제활동 등 기본적인 가족배경 변수는 물론 부모의 교육수준, 가구소득, 가족구조 등 가족환경에 관한 상세한 정보를 수집한다.

둘째, 한국노동패널조사는 비록 3년이라는 짧은 기간을 포괄하지만 동일한 가구와 개인을 매년 추적 조사하는 패널자료로서의 강점을 지닌다. 특히 한국노동패널에서는 부모의 교육수준 등 기본적인 가족배경 변수는 물론 청소년 성장기의 부모의 경제활동과 가족소득, 가족구조, 부모의 혼인상의 지위

- 1) 예컨대, 실직가족의 청소년은 학습도구의 구입이나 사교육 등의 교육관련 활동에 필요한 비용을 적절히 확보하는 데에 어려움을 겪을 수 있고, 청소년은 때로 학업에 전념하고 대학 진학을 준비하고 실제 대학에 진학하기보다는 가계 보조적 경제활동에 참여해야 한다.
- 2) 서구의 관련 연구들은 빈곤의 영향이 그 지속성에 따라 상이할 수 있음을 시사한다(Bolger, Patterson, Thompson, & Kupersmidt, 1995; Duncan, Brooks-Gunn, Klebanov, 1994; Korenman, Miller, Sjaastad, 1995; Duncan & Brooks-Gunn, 1997). 지속적인 빈곤은 일시적인 빈곤에 비해 더욱 열악한 만성적인 중립상태를 의미하고 따라서 지속적인 빈곤이 더욱 해로운 영향을 미칠 것이라고 보는 것이 일반적인 예측이다. 그러나 이와는 상반된 이론적 견해도 있다. 이 견해에서는 빈곤가족은 빈곤상태로의 진입을 초래한 경제적 상실의 최초 영향이 사라진 후에는 지속적인 빈곤상태에서도 정서적 균형상태(emotional equilibrium)를 유지할 수 있어 지속적 빈곤이 일시적인 빈곤보다 더 심각한 스트레스를 초래하지는 않는다고 본다. 이러한 입장은 앞에서 살펴본 생활사건으로서의 경제적 상실 자체의 영향을 강조하는 견해의 연장선상에 있는 것으로 이해될 수 있다.

등 가족배경 요인에 대한 정보는 연단위로 이루어지는 부모에 대한 면접조사를 통해 수집되고, 청소년의 교육성취수준 등의 청소년에 대한 정보 또한 연단위로 이루어지는 청소년에 대한 면접조사를 통해 수집된다. 이러한 점에서 본 연구의 자료는 부모나 자녀 한 쪽의 회고에 의존하여 정보를 수집한 횡단적 자료의 한계를 뛰어넘는다.

셋째, 한국노동패널조사는 조사대상이 도시지역에 한정되어 있어 표본의 전국적인 대표성에서 한계를 지니지만 전국적인 범위에서 구축된 유일한 자료로서 분석 결과를 일반화하는 데에서 중요한 장점을 지닌다. 기존 연구에서 분석에 이용된 자료는 대부분 한 지역에서의 조사결과로서 연구의 결과를 일반화하는 데에 한계가 있었다.

본 연구에서 이용하는 표본은 한국노동패널조사가 시작된 1998-2000년에 19세에 이른 청소년으로 구성된다. 표본에 포함된 청소년들은 대체로 고등학교 학령기에 해당하는 16-18세의 청소년기에 1997년 이래의 외환위기시기를 경험하였고 2000년 현재 19-21세가 되었다.³⁾ 이들 표본에 포함된 청소년들은 15-18세의 고등학교 학령기 중 적어도 1년 간의 가족환경 정보를 보고하고 있다. 본 연구의 표본은 각각 이들 연령기준에 해당하는 청소년 중 후술하는 독립변수와 종속변수, 주요 통제변수의 정보를 포함하고 있는 782명으로 구성되었다.⁴⁾

본 연구의 분석자료는 한국노동패널의 가구 자료로부터 추출된 가족특성 변수와 가구주 부모의 경제활동 및 소득 등의 가구주 개인특성 변수를 청소년의 학력 등을 포함한 청소년 개인특성 변수와 연도별로 결합함으로써 구성되었다. 이렇게 구성된 3개년(1998-2000)의 연도별 자료는 청소년 개인의 고유번호를 이용하여 하나의 자료로 통합되어 16-18세에 경험한 경제적 상실 등 청소년의 가족환경과 청소년 개인의 교육성취의 관련을 분석하는 데에 이용되었다.

2) 변수

본 연구의 종속변수인 청소년의 교육성취는 만 19세가 되는 해의 학력연수와 대학진학여부로 측정되었다.⁵⁾ 학력연수와 대학진학여부는 기존 연구에서 보편적으로 사용되는 성인기 교육성취의 척도로서 청소년의 일생의 복리수준을 예측할 수 있는 대표적인 지표이다(Haveman & Wolfe, 1994). 성인기의 최종적인 교육성취수준은 20대 중반 정도의 시점에서 측정하는 것이 바람직할 것이나 자료의 제

3) 청소년의 연령에 따라 관찰기간이 상이함에 주의할 필요가 있다. 예를 들어 2000년에 19세에 이른 청소년은 한국노동패널조사에 1997-1999년의 3개년 자료가 축적되어 16-18세의 기간동안 관찰될 수 있으나, 1998년에 19세에 이른 청소년은 한국노동패널조사에 1997년의 1개년 자료가 축적되어 13세의 기간만이 관찰될 수 있다.

4) 한국노동패널에서 1998년에서 2000년 사이에 19세에 도달하였고 가구주의 부모/자녀 관계에 있는 청소년의 수는 모두 806명이고 이 중 종속변수인 교육성취에 대한 정보와 독립변수인 경제적 상실과 소득수준의 정보를 가지고 있는 청소년은 770명(상대적으로 정보 누락이 심한 부모 실직 변수가 독립변수로 포함된 모형의 경우)과 782명(소득상실이 독립변수로 포함된 모형의 경우)이다. 분석 모형에 포함되는 통제변수의 경우 관련정보가 없는 사례들은 Cohen & Cohen(1983)을 따라 정보누락 가변수(missing dummy variable)를 이용하여 분석에 포함하였다.

5) 개인여 따라 1998년에서 2000년 중의 한 해가 된다.

약으로 인해 본 연구에서는 교육성취수준을 만 19세에 측정하였다.⁶⁾ 이렇게 19세에 교육성취수준을 측정하는 것은 적지 않은 청소년이 원하는 대학 진학을 위해 재수를 선택하는 우리 나라에서는 측정 오차를 초래할 수 있다.⁷⁾ 이러한 종속변수 측정상의 오차는 독립변수의 통계적 유의수준을 떨어뜨리는 문제를 초래하나 분석의 결과 본 연구에서는 주요 독립변수의 통계적 유의성이 확보되어 이러한 편이가 분석결과에 심각한 영향을 주지는 않은 것으로 보인다.

본 연구의 독립변수는 경제적 상실로서 외환위기 이래 청소년의 성장기 동안 발생한 가구주 부모의 실직과 소득상실의 두 가지로 측정된다. 우선 부모의 실직은 청소년이 16세에서 18세까지의 관찰된 시기에 가구주 부모가 실직을 경험하였는지 여부로 측정되었다.⁸⁾ 본 연구에서는 실직을 정의할 때 구체적인 퇴직의 사유나 해당 기간 동안의 구직활동 여부 등은 고려되지 않았다. 따라서 자발적 실직이나 비경제 활동인구가 실직자로 포함되었을 가능성이 있다. 그러나 본 연구에서 실직은 가족의 생계를 책임지는 가구주에 대해 적용되는 것인 만큼 실직이 자발적 실직을 포함하는 것으로 과대 정의되었을 가능성은 매우 적을 것으로 판단된다. 더욱이 본 연구의 분석기간이 비자발적인 실직이 지배적이었던 외환위기의 영향이 매우 컸던 시기라는 점을 고려하면 이러한 가능성은 더욱 축소된다. 또한 가구주가 구직활동을 하지 않는 비경제활동인구인 경우도 그 대다수는 실망실업자일 가능성이 높다.

소득상실은 외환위기를 전후한 시기의 소득감소율로 측정하였다.⁹⁾ 이 소득상실 변수는 1998년에 측정된 것으로서 실업사대가 극에 달했던 1999년에 발생한 소득상실을 포괄하고 있지는 않은 한계를

- 6) 20대 중반 이전 시점에서는 적지 않은 성인의 학력이 변화 과정에 있을 것이다. 예컨대, 대학에 재학중인 경우는 매년 학력연수가 증대할 것이다. 그러나 현재 이용 가능한 한국노동패널자료는 조사연수가 3년에 불과해 20대 중반에 교육성취를 측정할 경우 청소년기 가족배경을 전혀 관찰할 수 없는 문제에 부딪치게 된다. 본 연구에서는 청소년기 가족배경을 최대한으로 관찰할 수 있으면서 대다수의 청소년에 있어 대학입학여부가 결정되는 만 19세에 교육성취를 측정하였다. 교육성취의 측정 연령을 더 높이는 경우 교육성취 측정의 오차는 감소하겠지만, 분석 가능한 표본 수는 크게 줄어드는 단점이 발생한다.
- 7) 예컨대 19세에 대학 입학이 가능하지만 재수(혹은 삼수)를 선택하여 20세에 대학에 입학한 청소년은 대학 입학이 불가능하여 고졸 학력에 머무른 청소년과 동일하게 12년의 학력연수를 가진 것으로 분류된다. 그러나 이 두 청소년의 성인기 교육성취수준을 동일하다고 보는 것은 무리가 있다. 이러한 측정상의 문제점을 제거하여 준 익명의 논평자에게 감사한다.
- 8) 가구주 부모의 실직은 가구주의 15세 이후 최근 조사 년도에 이르는 기간의 모든 일자리 경험자료를 이용하여 확인하였다. 한국노동패널 직업력 데이터에서는 모든 일자리에 대해 취업시기와 퇴직 시기에 대한 정보를 담고 있다. 본 연구에서는 이전 일자리를부터의 퇴직 시기와 새 일자리로의 취업 시기 사이에 2개월 이상의 시간적 간격이 존재하면 실직한 것으로 정의하였다. 1개월의 실직도 존재할 수 있으나 이 경우 계획에 따른 이직일 가능성도 높아 실직한 것으로 정의하지 않았다. 예컨대, 이직할 직장을 구한 상태에서 사직을 하는 경우가 이 경우에 속한다.
- 9) 1998년에 6월에서 10월 사이에 이루어진 한국노동패널 1차년도 조사에는 "IMF 사태 이전과 비교할 때의 소득의 감소 여부"에 대한 설문 문항이 포함되어 있었다. 이 설문 문항에서는 소득의 감소 여부에 대한 질문에 응답자가 우선 증가, 불변, 감소의 세 가지 범주로 답변하게 하고 감소의 경우에는 감소의 비율을 %로 답변하게 하였다. 본 연구에서는 이 두 가지 답변을 하나로 결합하여 소득감소율이라는 하나의 변수를 만들었다. 소득이 늘어나거나 변화가 없다는 응답의 경우는 소득감소율에 0의 값을 주었고 소득이 감소하였다고 응답한 경우는 응답한 감소율 값을 소득감소율의 값으로 하였다.

지진다. 그러나 이 소득상실 개념에는 실직 이외의 요인으로 인한 소득감소, 예컨대 임금인하나 근로 시간 단축, 재산소득의 감소 등으로 인한 소득감소까지 포함되어 있어 실직어부보다 경제적 상실을 더욱 포괄적으로 측정하고 있다. 또한 이 변수는 소득에 감소의 정도를 연속적인 값으로 제공한다는 점에서 부모의 실직 변수보다 경제적 상실의 정도를 더욱 정확하게 포착하는 장점이 있다.

본 연구의 주요 관심의 대상인 소득수준은 다양한 방식으로 정의되었다. 첫째는 관련문헌에서 전통적으로 사용되어온 변수인 가족의 실질소득액으로서 청소년이 18세였던 해의 가족 총소득의 원 평균으로 측정되었다. 모든 금액은 소비자물가지수를 이용하여 1999년 기준 실질가액으로 백 만원 단위로 환산되었다. 월평균소득이 분석모형에 투입될 때에는 가구규모별 욕구 차이를 고려하기 위해 가구원수로 측정되는 가구규모 변수가 함께 모형에 투입되었다.

둘째는 구래 관련문헌에서 광범위하게 이용되는 변수인 욕구소득비(income to needs ratio)이다. 욕구소득비는 가구소득을 해당가구의 가구규모에 적용되는 빈곤선(poverty threshold)으로 나누어 계산된다.¹⁰⁾ 예를 들어 어떤 가구가 그 가구규모에 적용되는 최저생계비 액수만큼의 소득을 가진다면 그 가구의 욕구 대비 소득 비율은 1이 된다. 이 측정치는 가구소득과는 달리 가구규모별 최저생계비로 표현되는 가구의 욕구를 가구소득과 함께 고려한다.

셋째는 절대적 빈곤의 개념에 입각한 가족의 빈곤지위이다. 가구의 빈곤지위는 해당가구의 빈곤선과 실질 가구소득액을 비교하여 결정된다. 가족소득이 정부가 발표한 1999년 가구규모별 최저생계비에 미달하면 빈곤한 것으로 분류된다.

넷째, 빈곤의 지속성은 전체 관찰년도 중 청소년이 빈곤을 경험한 해의 퍼센트로서 측정되었다. 이 변수는 경제적 궁핍이 만성화된 정도를 보여준다.

통제변수로는 기존 연구에서 청소년의 교육성취와 관련이 있는 것으로 밝혀진 가구주 부모의 교육수준과 성별, 청소년의 성, 재학한 고교유형(인문계 이부), 14세 시기의 거주지역(광역시 이상의 대도시 여부)이 포함되었다(Haveman & Wolfe, 1995; 방하남·김기현, 2001; 2002).

부모의 교육수준은 아동의 교육성취에 관한 기존 연구에서 그 중요성이 가장 일관되게 밝혀진 변수이다. 부모의 교육수준은 부모의 일반적 양육행동과 아동의 인지적, 학구적 발달을 위한 부모의 투자행위, 아동의 교육 성취에 대한 부모의 개입 등의 부모 활동의 양과 질을 나타내는 대리변수로서의 의미를 지닌다(Haveman & Wolfe, 1994). 본 연구에서 부모의 교육수준은 기존 연구에서 채택해온 표준적인 방식을 따라 고졸과 대학입학을 주요 경계로 하는 일련의 범주 변수로 정의되었다.

여성 가구주 가구의 아동·청소년이 다양한 성취의 영역에서 취약성을 보인다는 사실은 기존 연구를 통해 잘 밝혀져 있다(McLanahan & Sandefur, 1994). 본 연구에서 가구주 부모의 성별은 이러한 여성 가구주 가구를 관련하기 위해서 분석 모형에 포함된다.

청소년의 성은 관련문헌에서 일반적으로 관심을 갖는 변수 중의 하나이다. 미국의 경우 여성이 최종학력연수에서나 대학입학에서 더 높은 성취도를 보이는 것으로 나타났다(Faveman & Wolfe, 1994). 그러나 이러한 교육성취에서의 성별 차이는 해당 사회의 문화적 차이에 크게 영향받을 것으로

10) 본 연구에서는 정부가 공식 발표한 1999년 가구규모별 최저생계비를 해당가구의 빈곤 여부를 결정하는 빈곤선으로 이용한다. 1999년도 정부 발표 최저생계비는 4인 가구 기준으로 901,357원이다.

모여, 나라별, 시대별로 상당한 차이가 있을 것으로 보인다.

청소년이 재학한 고등학교의 유형 또한 통제변수로서 이용된다. 거의 모든 청소년이 고교를 진학하고 이들 중 절대다수가 대학진학을 희망하는 우리 나라 현실에서 진학고교가 일반계인가, 실업계인가는 이후의 고등교육 성취수준에 큰 격차를 초래하는 요인이기 때문이다(방하남·김기현, 2002).

마지막으로 14세 시기의 거주지역(광역시 이상의 대도시 여부)은 청소년의 성장지역을 나타내는 변수로서 이용된다. 대도시 지역과 다른 지역 사이에는 청소년의 교육성취를 둘러싼 문화적 태도어 차이가 있을 수 있고 학교를 포함한 교육적 자원의 대도시와 다른 지역 사이의 불균형으로 인해 청소년이 이용할 수 있는 교육적 자원의 양과 질에도 차이가 있을 수 있다.

〈표 1〉은 표본으로 추출된 청소년의 교육성취와 가구주 부모의 실직 경험, 소득상실, 가족소득의 수준 등의 독립변수와 함께, 분석에 포함된 기타 변수에 대한 정의와 기술통계를 보여준다. 표본에 포함된 청소년의 19세 학력연수 평균치는 약 12.7년이고 65%의 청소년이 대학(전문대 포함)에 진학한 것으로 나타났다.

〈표 1〉 변수의 정의와 기술 통계

변수	변수의 정의	평균(표준편차)	최소값	최대값
학력연수	청소년 19세의 학력연수	12.7(1.2)	0	16
대학진학여부(%)	19세의 대학진학여부(진학=1)	65.3	0	1
실직여부(%)	16-18세 관찰기간 중 가구주부모 실직여부(실직=1)	26.8	0	1
소득감소율	IMF사태로 인해 감소된 소득의 %, 소득감소가 발생한 가구만 계산할 경우.	36.1(28.8) 43.9(25.8)	0 3	100 100
가구소득(백만원)	18세 시기 가구의 실질소득액의 월평균	1.95(1.66)	0	22.76
육구소득비	가구의 실질소득액+가구의 최저생계비	2.03(1.70)	0	22.21
빈곤지의(%)	가구소득이 최저생계비에 미달 여부(빈곤=1)	23.1	0	1
빈곤 지속성	빈곤한 햇수 / 전체 관찰 햇수	0.23(0.37)	0	1
가구주 학력(%)	(고교중퇴 이하가 기준범주)			
고교졸업		37.4	0	1
대입이상		16.7	0	1
가구주 성(%)	남성=0, 여성=1	8.5	0	1
청소년의 성(%)	남성=0, 여성=1	53.5	0	1
진학고교유형(실업계 %)	청소년이 진학한 고교가 인문계=0, 실업계=1	35.9	0	1
14세 성장지(%)	비광역시=0, 광역시(특별시 포함)=1	59.7	0	1

사례수=782.

본 연구의 표본에서 가구주 부모의 실직 경험은 매우 높은 수치로 나타났다. 가구주 부모 중 약

27%가 청소년이 16-18세였던 관찰 시기 중에 실직을 경험하였다. 이들 실직 가구주의 절대다수는 1회의 실직경험을 하였고 극소수만이 2회 이상의 실직을 경험한 것으로 나타났다.

표본에 포함된 청소년의 가구가 IMF사태로 인해 경험한 소득감소는 전체 가구를 대상으로 평균하였을 때에 IMF사태 이전의 소득의 약 36%에 이르는 것으로 나타났다. 특히 소득감소를 경험한 가구만을 대상으로 평균적인 소득감소율을 계산하였을 때에는 그 수치가 44%에 달해 외환위기의 경험이 초래한 경제적 고통이 매우 극심한 것이었음을 알 수 있게 한다.

소득수준을 살펴보면, 우선 청소년이 18세였던 해의 가족의 실질소득액의 표본 평균은 195만원으로 나타났다. 가구소득을 최저생계비로 나누어 계산된 욕구소득비의 평균은 2.03으로 본 연구의 표본에서 평균적인 가구는 최저생계비의 두 배가 약간 넘는 소득수준에 있음을 알 수 있다. 그러나 가구소득이 최저생계비에 미달하는 빈곤가구의 비중은 상당히 높아 약 23%의 가구가 청소년이 18세였던 해에 빈곤했던 것으로 나타났다.

기타 통제변수를 살펴보면 우선 가구주 부모의 학력은 고등학교 졸업이 약 37.4%, 대학입학 이상이 16.7%로서 고등학교 중퇴 이하의 저학력을 가진 부모가 45%를 넘는다는 것을 알 수 있다. 또한 여성가구주 가구는 전체 청소년 가구 중 8.5% 정도로서 무시하지 못할 비중을 차지하고 있다. 표본에 포함된 전체 청소년 중 약 53.5%가 여성 청소년으로 나타났다. 전체 표본 청소년 중에서 고등학교를 실업계로 진학한 청소년이 차지하는 비중은 약 35.9%에 달하는 것으로 나타났다. 또한 전체 청소년 중 약 59.7%가 14세의 시기에 광역시 이상의 대도시에서 성장하고 있었던 것으로 나타났다.

3) 분석 방법

본 연구의 분석에서는 청소년의 학력연수와 대학진학여부를 가구주 부모의 실직 경험과 소득감소, 소득수준에 회귀시키는 모형을 일련의 다변인 분석(multi-variate analyses)을 통해 추정하고자 하였다. 두 가지 범주로 된 질적 변수인 대학진학여부 모형의 추정에는 로짓분석을 이용하고, 양적 변수인 학력연수의 모형추정에는 OLS 회귀분석을 이용하였다. 경제적 상실이 청소년의 교육성취에 미치는 영향이 소득수준, 빈곤 등에 의해 매개되는지를 규명하기 위해 소득수준, 빈곤 등의 매개변수가 포함되지 않은 모형을 기본모형으로 하고 이 모형에 매개변수를 더하는 위계적 분석방법이 이용되었다.

4. 분석 결과

이 장에서는 우선 부모 실직과 소득상실이 청소년 교육성취에 미치는 영향이 가족소득의 수준이나 빈곤지위, 빈곤의 지속성을 통제했을 경우 어떻게 변하는지, 경제적 상실과 소득수준 각각의 영향의 상대적 중요성은 어떠한지를 분석한다. 다음으로 경제적 상실의 영향과 소득수준의 매개 역할이 청소년의 성에 따라 차이가 있는지를 검토한다.

1) 경제적 상실과 소득수준이 청소년 교육성취에 미치는 영향

이론적 논의에서 언급하였듯이 경제적 상실은 가족 소득의 수준을 낮은 상태에 머무르게 하고 적지 않은 가구를 빈곤상태에 빠뜨림으로써 또한 청소년의 교육성취에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 이러한 이론적 예측은 경제적 상실이 청소년 교육성취에 미치는 영향이 소득수준을 통해서 매개되는 것을 시사한다. 이러한 예측에 따르면 분석모형에 소득수준을 포함한다면 그렇지 않은 경우에 비해 경제적 상실이 청소년 교육성취에 미치는 직접적 영향력은 크게 떨어질 것이다.

반면에 경제적 상실은 그것이 빈곤을 초래하지 않더라도 가족으로 하여금 고통이 수반되는 다양한 변화를 겪게 하고 이것이 청소년의 교육성취에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 그리고 이렇게 경제적 상실이 가족의 요구와 자원 사이의 고통스러운 불일치를 초래하는 하나의 생활사건으로서 영향을 미치는 것이라면 분석모형에 소득수준을 포함하더라도 경제적 상실의 영향력에는 큰 변화가 없을 것이다. 여기에서는 다양한 방식으로 측정된 가족소득 수준을 대개변수로서 분석모형에 포함하여 분석함으로써 이러한 두 가지 대립적 가설을 검증하고자 한다.

〈표 2〉는 소득을 통제하기 이전과 이후의 부모 실직이 청소년 학력연수에 미치는 영향을 보여준다. 모형 I에는 독립변수인 부모의 실직여부와 통제변수가 포함되었다. 부모의 실직은 청소년의 학력연수에 통계적으로 유의미한 부정적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 16-18세의 고등학교 학령기에 부모의 실직을 경험한 청소년은 그렇지 않은 청소년에 비해 평균적으로 0.2년 정도 낮은 학력연수를 보인다. 가구주 부모가 대학 입학 이상의 학력을 가진 청소년은 부모가 고교 중퇴 이하의 학력을 가진 청소년에 비해 0.27년 정도 높은 학력연수를 보인다. 이러한 결과는 부모의 실직경험이 부모의 학력격차에 비례하는 크기의 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 가구주 부모의 학력 이외의 통제변수 중에서는 청소년의 성이 10% 수준에서 통계적으로 유의하여 남자 청소년에 비해 여자 청소년의 학력연수가 높다는 것을 보여준다. 또한 비인문계 고교를 다닌 청소년은 인문계 고교를 다닌 청소년에 비해 0.6년 정도 낮은 학력연수를 보인다.

모형 II에는 모형 I에 포함된 변수에 월평균소득과 가구규모 변수를 더하였다. 모형 II의 추정 결과 부모 실직 변수의 회귀계수는 -0.20에서 -0.15로 그 절대값이 감소하였고 통계적 유의미성을 상실하였다. 한편 월평균소득 변수는 청소년의 학력연수에 5% 수준에서 통계적으로 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 그 영향력의 크기는 작다. 가족의 월평균소득이 백 만원 증가할 경우 청소년의 학력연수는 불과 0.07년 증가하는 것으로 나타났다.

(표 2) 부모실직과 소득수준이 청소년 학력연수에 미치는 영향(괄호 안은 표준오차)

독립변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
가구주 부모의 실직여부	-.20** (.09)	-.15 (.09)	-.15 (.09)	-.13 (.09)	-.10 (.10)
소득수준 월평균소득(100만원) 육구소득비 빈곤여부(빈곤-1) 빈곤 지속성 가구규모		.07** (.02)	.07*** (.02)	-.33*** (.10)	-.40*** (.12)
(고교졸퇴 이하가 기준 변수)					
가구주 부모 고졸	.05 (.09)	.02 (.09)	.02 (.09)	.02 (.09)	.01 (.09)
가구주 부모 대입	.27** (.12)	.18 (.13)	.18 (.13)	.22* (.12)	.20 (.12)
가구주 부모의 성	-.18 (.15)	-.14 (.16)	-.17 (.15)	-.14 (.15)	-.11 (.15)
청소년의 성	.15* (.08)	.14 (.08)	.15* (.08)	.15* (.08)	.16* (.08)
고교 유형	-.57*** (.10)	-.56*** (.10)	-.56*** (.10)	-.57*** (.10)	-.31* (.17)
14세 거주지	-.10 (.08)	-.09 (.08)	-.10 (.08)	-.11 (.08)	-.11 (.08)
상수	12.8 (.11)	12.6 (.23)	12.7 (.12)	12.9 (.11)	12.9 (.11)
Adj. R ²	.077	.083	.085	.088	.090

*** p<.01. ** p<.05. * p<.10. 사례수=770.

통제변수들 중에서는 부모의 교육수준 변수(가구주 부모 대입) 회귀계수의 변화가 눈에 두드러진다. 가구주 부모 대입변수의 회귀계수는 월평균소득 변수가 추가됨에 따라 그 크기가 크게 감소되고 통계적 유의미성 또한 상실한다. 이는 가구주 부모의 교육수준 변수가 청소년 학력연수에 미치는 영향의 상당정도는 가족소득 수준을 통해서 발휘되고 있는 데에서 기인하는 것으로 보인다. 기타의 통제변수는 소득수준을 통제하기 전과 후에 큰 차이가 나타나지 않는다.

모형 III에서는 모형 I에 육구소득비를 추가하였다. 부모 실직 변수의 회귀계수는 모형 II에서와 마찬가지로 통계적 유의미하지 않았다. 육구소득비의 회귀계수는 모형 II의 월평균소득 회귀계수와 거의 동일하다. 이는 월평균소득의 측정단위(즉 월평균소득 변수 값 1은 백만원을 의미)가 된 백 만원이 4인 가구 기준 최저생계비에 근접한 액수로서 육구소득비 변수 값으로는 1에 근접하기 때문으로 보인다. 다른 통제변수의 회귀계수들도 모형 II의 결과와 큰 차이가 없다.

모형 IV에서는 모형 I에 빈곤여부 변수를 더하였다. 그 결과 부모 실직의 회귀계수는 통계적으로 유의미하지 않지 않았고, 회귀계수의 절대값은 더욱 적은 수치를 보였다. 가족의 빈곤지위는 청소년의 학력연수에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 빈곤가족의 청소년은 그렇지 않은 가족의 청소년에 비해 평균적으로 .33년 정도 학력연수가 적은 것으로 나타났다. 이러한 빈곤지위 회귀계수의 값은 육구소득비 변수 값의 다섯 배 가까운 수치에 해당된다. 빈곤지위의 영향이 육구소득비의 영향보다 크다는 사실은 소득의 영향이 고소득층 사이에서보다 저소득층 사이에서 크다는 점을

시사한다. 서구의 연구 또한 저소득층 가족의 경우 그렇지 않은 가족에 비해 가족소득이 청소년의 학력연수에 미치는 영향이 거의 10배정도 크다는 분석결과를 보여주었다(Duncan et al., 1998).

지금까지는 소득수준이나 빈곤지위를 청소년이 18세였던 한 해에 측정하여 모형에 포함되어 분석한 것이다. 그러나 소득수준이나 빈곤지위는 해마다 변할 수 있는 것으로 한 해의 측정치가 만성적인 경제적 생활조건을 충분히 반영하는 지에는 의문이 있다. 모형 V에서는 청소년 교육성취에 커다란 영향을 미치는 것이 확인된 빈곤에 초점을 맞추어 그 시간적 지속성을 분석에서 고려한다. 추정 결과 빈곤의 지속성을 모형에 포함하는 경우 부모 실직의 회귀계수는 그 크기가 더욱 감소되었다. 빈곤의 지속성도 통계적으로 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 관찰된 청소년기 전체 기간에 빈곤을 경험한 청소년은 빈곤을 경험하지 않은 청소년에 비해 학력이 0.4년 정도 적은 것으로 나타났다.

이상 <표 2>에 제시된 결과에서 부모 실직의 영향은 가족소득의 수준을 통제하는 경우 사라진다는 점이 확인된다. 이러한 결과는 소득수준을 어떠한 방식으로 측정하였느냐에 관계없이 일관된 모습을 보인다. 이는 부모가 실직한 가족의 청소년들이 낮은 학력연수를 보이는 것은 이 실직 가족이 저소득층 혹은 빈곤층이기 때문이라는 점에서 기인하는 바가 크다는 사실을 시사한다.

<표 3> 부모 실직과 소득수준이 청소년 대학진학에 미치는 영향(괄호 안은 표준오차)

독립변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
가구주 부모의 실직	-.50*** (.19)	-.41** (.19)	-.41** (.19)	-.41** (.19)	-.37* (.19)
소득수준					
월평균소득(100만원)		.14** (.06)			
육구소득비			.14** (.06)		
빈곤여부(빈곤=1)				-.43** (.21)	
빈곤 지속성					.52** (.25)
가구규모		.01 (.09)			
(고교중퇴 이하가 기준 변수)					
가구주 부모 고졸	.46** (.19)	.41** (.19)	.39** (.19)	.43** (.19)	.41** (.19)
가구주 부모 대입	.54** (.27)	.40 (.28)	.39 (.28)	.49* (.27)	.45 (.27)
가구주 부모의 성	-.57* (.30)	-.49 (.31)	-.54* (.30)	-.50 (.30)	-.46 (.31)
청소년의 성	.03 (.17)	.02 (.18)	.05 (.17)	.03 (.17)	.05 (.17)
고교 유형	-1.52*** (.18)	-1.53*** (.18)	-1.53*** (.18)	-1.53*** (.18)	-1.53*** (.18)
14세 거주지	-.23 (.18)	-.23 (.18)	-.24 (.18)	-.25 (.18)	-.24 (.18)
상수	1.03 (.22)	.68 (.47)	.76 (.25)	1.13 (.23)	1.12 (.23)
-2LL	795.65	790.25	790.07	791.56	796.12

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10, 사례수=770.

<표 3>은 소득을 통제하기 이전과 이후 부모 실직이 청소년 대학진학확률에 미치는 영향을 보여준다. 각 모형에 투입된 모든 독립변수와 통제변수는 <표 2>의 동일하다. 모형 1의 추정결과는 가구주 부모의 실직이 청소년의 대학진학확률에 통계적으로 유의미한 부정적 판세를 가지고 있음을 보여준다.

다. 통제변수 중에서는 가구주 부모의 교육수준과 성, 청소년이 다닌 고교유형이 청소년의 대학진학확률과 통계적으로 유의미한 관계를 보인다.

모형 II에서 모형 I에 월평균소득과 가구규모 변수를 더한 결과 부모 실직 변수의 회귀계수는 그 절대값이 감소하였지만 여전히 통계적으로 유의미하였다. 월평균소득 변수는 청소년의 대학진학확률에 통계적으로 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

통제변수들 중에서는 다시 부모의 교육수준 변수 회귀계수의 변화가 눈에 띈다. 가구주 부모 대입변수의 회귀계수는 월평균소득 변수가 추가됨에 따라 그 크기가 크게 감소되고 통계적 유의미성 또한 상실한다. 이는 <표 2>의 분석에서도 자적인대로 가구주 부모의 교육수준이 가족소득 수준을 결정하고 이를 통해 자녀의 대학진학확률에 영향을 미치기 때문인 것으로 보인다. 그러나 가구주 부모 고졸변수는 소득수준의 통제 후에도 여전히 통계적으로 유의하여 부모 학력이 소득을 통해서만 영향을 미치는 것은 아니라는 점을 보여준다. 가구주 부모의 성 변수는 회귀계수의 크기가 다소 감소하고 통계적인 유의성을 상실하였다. 이는 여성가구주 가구 청소년이 학력이 낮은 이유 중 일부는 이 가구의 소득수준이 낮다는 점과 관련되어 있음을 보여준다.

모형 III과 모형 IV에서는 부모 실직 변수의 회귀계수는 그 크기가 모형 II에서와 유사하고 통계적 유의미성을 유지하였다. 욕구소득비의 회귀계수는 모형 II의 월평균소득 회귀계수와 거의 동일한 한편, 가족의 빈곤지위의 회귀계수는 그 값이 커져 빈곤지위의 영향이 욕구소득비의 영향보다 크다는 사실을 재차 확인된다.

빈곤의 지속성 변수를 포함한 모형 V에서는 부모 실직 변수 회귀계수의 크기가 더욱 감소되어 통계적인 유의수준도 10%선으로 떨어졌다. 이는 빈곤을 통제한 분석에서 추정된 부모 실직의 직접적 영향 중 일부는 실제로는 만성적인 궁핍이라는 생활조건에서 기인한 것이었음을 보여준다. 그러나 여전히 실직의 영향이 완전히 만성적인 궁핍 때문에 발생한다는 증거는 발견되지 않는다.

전반적으로 볼 때 <표 2>의 결과와는 달리 <표 3>의 분석에서는 가족소득의 수준을 통제한 이후에도 부모 실직은 청소년의 대학진학확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다는 점이 확인된다. <표 2>의 결과는 부모가 실직한 가족의 청소년들이 낮은 교육성취를 보이는 것은 상당 부분 이들 가족이 저소득층 혹은 빈곤층이기 때문이라는 점을 반영한다는 점을 시사하였다. 그러나 <표 3>의 결과는 자녀 교육성취에 미치는 부모 실직의 영향은 이들 가족의 소득수준이 낮은 사실에만 돌릴 수 없고 실직 자체의 영향이 존재한다는 점을 보여준다. 이러한 결과 또한 소득수준을 어떻게 조식화하였냐에 영향을 받지 않는다.

교육성취의 척도가 학력연수이나, 대학진학이냐에 따라 이렇게 결과에 차이가 나는 이유는 분명치 않다. 그러나 서구와는 달리 대다수의 청소년들이 고등학교를 졸업하는 우리나라의 현실에서 주요한 교육성취 정도의 차이는 대학진학여부에서 나타날 가능성이 있고 이러한 이유로 부모 실직의 영향 또한 대학진학모형에서 민감하게 포착될 가능성이 있는 것으로 보인다. 만약 이러한 추론이 사실이라면 부모 실직과 같은 경제적 상실은 소득수준과 무관하게 청소년의 교육성취에 직접적 영향을 미친다고 할 수 있겠다. 다음에는 경제적 상실의 또 다른 지표인 소득상실이 청소년 교육성취에 미치는 영향에 대한 분석을 통해 이러한 결론의 타당성을 검증한다.

〈표 4〉는 소득을 통제하기 이전과 이후 가족소득의 상실이 청소년 교육성취에 미치는 영향을 보여 준다. 각 모형에 투입된 다른 모든 변수는 〈표 3〉의 모형에서의 동일하다. 그러나 경제적 상실과 소득수준의 영향에 초점을 맞추어 논의를 간결하게 전개하기 위해 다른 통제변수의 추정치의 제시와 이에 대한 논의는 생략한다.11) (분석 결과 전체의 내용은 저자에게 요청하면 제공될 것이다.)

〈표 4〉의 결과는 가족소득의 수준을 통제한 이후에도 소득 상실은 청소년의 교육성취에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다는 점이 확인된다. 학력연수모형 I은 소득감소가 100% 일어날 경우 청소년의 학력연수는 0.39년 정도 감소한다는 점을 보여준다. 모형 II에서 모형 V까지 소득수준을 통제한 결과 소득감소가 학력연수에 미치는 영향은 0.26년에서 0.33년 (15-33퍼센트) 정도로 축소되었다. 이 결과는 소득수준을 통제한 후에도 소득상실이 청소년 학력연수에 미치는 영향의 대부분이 지속된다는 점을 보여준다. 대학진학모형에서도 소득수준의 통제 이전과 이후 모두 소득상실이 통계적으로 유의미한 부의 영향을 미친다는 것이 뚜렷하게 나타난다. 소득수준과 빈곤지위 또한 청소년의 학력연수와 대학진학여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다. 이들 변수의 영향력은 〈표 2〉와 〈표 3〉의 결과와 유사하다.

〈표 4〉 소득상실과 소득수준이 청소년 교육성취에 미치는 영향(괄호 안은 표준오차)

독립변수	청소년의 학력연수				
	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
소득감소율	-.39*** (.14)	-.33** (.15)	-.33** (.15)	-.27* (.15)	-.26* (.15)
소득수준					
월평균소득(100만원)		.06** (.02)			
옥구소득비			.06*** (.02)		
빈곤여부(빈곤=1)				-.32*** (.10)	
빈곤 지속성					-.39*** (.12)
가구규모		.00 (.04)			
독립변수	청소년의 대학진학여부				
	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
소득감소율	-.94*** (.30)	-.81*** (.30)	-.80*** (.30)	-.79** (.31)	-.76** (.31)
소득수준					
월평균소득(100만원)		.14** (.06)			
옥구소득비			.15** (.06)		
빈곤여부(빈곤=1)				-.46** (.21)	
빈곤 지속성					.55** (.24)
가구규모		-.00 (.09)			

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10, 사례수=782.

모든 모형에는 〈표 3〉에 포함된 통제변수가 모두 포함되었음.

전반적으로 볼 때 이 분석결과는 소득 상실이 청소년의 교육성취에 미치는 영향은 소득상실을 경

11) 대다수 통제변수의 추정치는 〈표 2〉와 〈표 3〉의 결과와 질적으로 유사한 결과를 보인다.

험하는 가족이 소득수준이 낮거나 빈곤하다는 사실에만 돌릴 수 없다는 것을 의미한다. 소득상실이라는 경제적 사건 자체가 청소년의 교육성취에 미치는 영향이 존재한다는 것이다. 소득상실의 영향에 대한 이러한 결과는 부모 실직의 영향 분석에서 보다 더욱 일관된 것이다. 부모 실직 여부와 같은 명목변수보다는 소득감소율과 같은 연속변수가 경제적 상실의 정도를 정확하게 측정하고 그 영향을 민감하게 포착했을 가능성이 있어 소득상실을 독립변수로 이용한 모형의 추정결과가 더 신뢰성이 있는 것으로 보인다.

이상의 결과를 전체적으로 볼 때 대체로 부모 실직이나 소득 상실은 가족소득을 통제한 후에도 청소년의 교육 성취에 부정적 영향을 미치는 것으로 보인다. 더욱이 일부 모형의 결과는 경제적 상실이 청소년 교육성취에 미치는 영향의 대부분이 소득수준과는 무관하게 이루어짐을 시사한다. 소득수준 또한 청소년의 교육성취에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 빈곤지위의 회귀계수는 월평균소득이나 욕구소득비의 회귀계수의 몇 배의 크기에 이른다. 분석모형에 따라 일관되지 못한 모습을 보이지만 일부 모형의 결과에 따르면 부모 실직이나 소득 상실의 영향은 매우 커서 빈곤의 효과에 비교할 수 있는 정도라는 점을 알 수 있다.

2) 청소년 교육성취에 미치는 영향의 성별 차이

다음으로는 경제적 상실과 소득수준이 청소년 교육성취에 미치는 영향이 성별로 어떤 차이가 있는지를 분석하기로 한다. 국내외의 기존연구는 경제적 상실과 소득수준이 청소년의 교육성취에 미치는 영향이 청소년의 성에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 시사한다(Conger, Conger, & Elder, 1997; Flanagan, 1990; Lempers, Clark-Lempers, & Simons, 1989; 이미정, 1998).¹²⁾

〈표 5〉에서는 앞의 표의 모형 I과 모형 III, 모형 VI를 성별로 추정한 결과를 제시하고 있다.¹³⁾ 여자 청소년의 분석 결과를 먼저 보면, 소득수준을 통제하지 않은 모든 모형에서 부모의 실직과 소득상실이 교육성취에 통계적으로 유의미한 부정적 영향을 미치는 것으로 나타난다. 가족소득이나 빈곤을 통제한 후에도 대다수의 모형에서 부모 실직과 소득상실은 통계적으로 유의미함을 알 수 있다. 부모 실직과 소득상실의 회귀계수의 크기 또한 전체 표본을 이용한 추정치의 경우보다 훨씬 큰 것으로 나타난다.

12) 일부 연구는 경제적 상실이 아동·청소년의 발달에 미치는 영향에서 성별 차이를 발견하지 못한다. 그 예로는 Conger et al.(1994)를 보라.

13) 추정결과를 간결하게 제시하기 위해 〈표 2〉에서 〈표 4〉까지 제시된 모형 중 모형 I과 모형 III, 모형 VI의 추정치만을 제시하였다. 앞의 표들에서와 같이 모형 II의 결과는 모형 III의 결과와 유사하고 모형 V의 결과는 모형 IV의 결과와 유사한 양상을 보여주므로 여기에 제시된 결과는 추정치의 전반적인 양상을 잘 보여준다.

〈표 5〉 부모실직과 소득수준이 청소년 교육성취에 미치는 영향: 성별 추정치(괄호 안은 표준오차)

독립변수	청소년의 학력연수			청소년의 대학진학여부		
	모형 I	모형 III	모형 IV	모형 I	모형 III	모형 IV
	남자 청소년					
가구주 부모의 실직	-.05 (.13)	-.01 (.13)	.01 (.13)	-.13 (.28)	-.01 (.29)	.05 (.29)
소득수준 육구소득비 빈곤여부(빈곤=1)		.05 (.03)			.15 (.09)	
			-.37*** (.13)			-.99*** (.31)
	여자 청소년					
가구주 부모의 실직	-.30** (.14)	-.25* (.14)	-.22 (.14)	-.76*** (.26)	-.69** (.27)	-.77*** (.27)
소득수준 육구소득비 빈곤여부(빈곤=1)		.09** (.03)			.14 (.09)	
			-.28* (.15)			-.03 (.30)
	남자 청소년					
소득감소율	-.06 (.19)	.00 (.20)	.11 (.20)	-.38 (.43)	-.21 (.44)	.05 (.45)
소득수준 육구소득비 빈곤여부(빈곤=1)		.05 (.03)			.15 (.09)	
			-.40*** (.14)			-1.06*** (.32)
	여자 청소년					
소득감소율	-.68*** (.22)	-.61*** (.22)	-.60*** (.22)	-1.47*** (.44)	-1.37*** (.44)	-1.44*** (.44)
소득수준 육구소득비 빈곤여부(빈곤=1)		.09** (.03)			.16 (.09)	
			-.27* (.15)			-.12 (.29)

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .10$, 사례수=356, 363(남자), 414, 419(여자).

모든 모형은 〈표 4〉의 모형에 포함된 통제변수를 모두 포함하고 있음.

또한 월평균소득이나 육구소득비, 빈곤지위와 같은 소득수준 변수 모두가 여자 청소년의 학력연수 모형에서 통계적으로 유의미하였다. 빈곤은 10% 수준에서 통계적으로 유의미하였는데 앞의 표들에서 제시한 전체표본의 추정치에 비해 유의수준이 떨어진 이유는 주로 표본크기의 감소로 인한 표준오차의 증가에 있는 것으로 보인다. 표본크기 감소로 인한 유의수준의 하락은 대학진학모형의 추정치에서도 발견된다. 육구소득비의 회귀계수는 전체표본의 추정치와 거의 동일하지만 표준오차가 증가하여 유의성을 잃었다. 반면에 예상과는 달리 빈곤지위가 여자 청소년의 대학진학에 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않았다.

남자 청소년의 경우에는 소득수준을 통제하기 이전이나 이후에나 모든 모형에서 부모 실직과 소득 상실의 모든 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않아, 이들 변수가 교육성취에 부정적 영향을 미친다는 증거가 발견되지 않았다. 반면에 일관되지는 않지만 소득수준은 남자 청소년의 교육성취에 영향을 미치는 것으로 보인다. 빈곤 변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의하다. 육구소득비 변수의 경우 학력연수에 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않지만, 대학진학여부에는 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 전체표본의 추정치와 비교하면 회귀계수의 크기는 차이가 없지만 표준오차는 증대하였다. 대학진

학모형에서 욕구소득비가 통계적으로 유의하지 않은 결과는 표본크기가 작은 데에서 기인한 것이다.

이러한 성별 분석 결과는 전반적으로 여자 청소년이 남자 청소년에 비해 경제적 상실이나 소득 수준 모두에 민감하게 영향받는다라는 것을 알 수 있다.¹⁴⁾ 남자 청소년의 경우는 소득수준이나 빈곤에는 영향을 받는 것으로 나타나지만 경제적 상실에 영향을 받는다는 증거는 발견되지 않는다.

5. 요약과 논의

본 연구는 종단적 자료를 이용하여 경제적 상실과 소득 수준이 청소년 교육성취에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구는 동일한 부모와 청소년을 매년 추적 조사하는 패널자료를 분석에 이용하여 부모나 자녀 일방의 회고에 의존하여 수집된 횡단적 자료를 분석한 대다수 관련 연구의 한계를 극복하였다. 본 연구에서는 부모 실직의 영향을 분석함은 물론 소득 상실의 영향을 분석함으로써 외환위기와 함께 수많은 가족이 겪은 경제적 상실의 경험을 보다 포괄적으로 분석하였다. 또한 이러한 경제적 상실과 청소년 교육성취의 관계가 소득수준을 통제한 후 변화되는 정도를 분석하였고, 아울러 소득수준이 청소년 교육성취에 미치는 영향을 관련문헌 최초로 제시하였다. 본 연구의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 분석의 결과 부모의 실직과 소득상실은 청소년의 학력연수와 대학입학확률 양자와 부정적 관계를 보였다. 그리고 이러한 경제적 상실의 영향의 대부분은 소득수준과 무관하게 나타나서 소득수준을 통제한 후에도 청소년의 교육 성취에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 발견은 경제적 상실의 영향은 그 상실이 빈곤을 초래할 경우에 나타난다는 주장과는 불일치한 결과로서, 경제적 상실이 관습적인 생활방식의 충단을 초래하고 이러한 변화로 인한 스트레스가 중요하다고 강조하는 견해를 지지하는 것으로 보인다.

둘째, 소득수준 또한 청소년의 교육성취에 통계적으로 유의미한 영향을 미치며 빈곤이 청소년의 교육성취에 미치는 영향력은 월평균소득이나 욕구소득비의 영향력의 몇 배의 크기에 이른다. 이 발견은 소득의 영향이 저소득층 사이에서 훨씬 크게 나타난다는 서구 연구의 발견(Duncan et al., 1998)이 우리 나라에도 적용됨을 보여준다. 이러한 결과는 비록 빈곤이 경제적 상실의 영향을 매개하지는 않더라도 빈곤은 그 자체로서 청소년의 학력성취에 커다란 영향을 미치는 중요한 요인임을 보여준다. 분석모형에 따라 일관되지 못한 모습을 보이지만 빈곤의 영향력과 부모 실직이나 소득 상실의 영향력은 그 크기가 유사한 것으로 나타났다.

셋째, 청소년 교육성취모형의 성별 추정 결과는 전반적으로 여자 청소년은 경제적 상실이나 소득수준 모두에 민감하게 영향받는다라는 것을 알 수 있다. 남자 청소년의 경우 부모 실직이나 소득 상실

14) 여자 청소년의 경우 대학진학모형에서는 빈곤이 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 그러나 소득수준이 여자 청소년의 대학진학에 영향을 미치는 것으로 보이고 소득수준과 빈곤이 모두 여자 청소년의 학력연수에 영향을 미치는 것으로 나타난 결과들에 비추어 볼 때 빈곤의 영향을 배제하는 증거로서는 취약하다.

이 교육성취에 부정적 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않는 반면, 소득수준과 빈곤은 교육성취에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 발견은 부모 실적이 여자 청소년의 교육성취에만 영향을 미친다는 것을 발견한 구인회(2002)의 결과와 일치한다. 이러한 경제적 상실 영향의 성별 차이가 경제적 어려움을 겪는 부모의 성차별적 교육투자 때문인지 가족의 역경에 대한 반응에서 나타나는 여자청소년의 취약성 때문인지는 분명치 않다. 그러나 소득수준과 빈곤의 영향은 청소년의 성별에 관계없이 나타난다.

본 연구는 부모의 실적이나 소득 상실이 청소년의 교육성취에 미치는 부정적 영향을 밝히고, 더 나아가서 이러한 부정적 영향은 경제적 상실을 경험하는 가족이 빈곤한가 여부에 관계없이 나타남을 보여준다. 이러한 발견은 경제적 상실을 경험하는 가족에 대한 사회적 지원이 우리 사회의 미래를 짊어질 청소년의 건전한 발전을 위해서도 필요함을 시사한다. 고용보험이나 공공부조제도를 통해 경제적 상실을 경험하는 가족에 대해 경제적 지원을 하는 것과 함께, 경제적 스트레스를 완화하고 가족과 청소년에 미치는 부정적 영향을 방지할 사회복지 서비스를 제공하는 것이 요구된다. 또한 빈곤의 부정적 영향에 대한 본 연구의 발견은 경제적 상실과 동반하여 빈곤을 경험하는 가족에 대해서는 더욱 집중적인 사회적 지원이 이루어질 필요가 있음을 확인시킨다. 이제 경제위기의 진정에도 불구하고 빈곤의 층대가 새로이 사회문제로 부각되고 있다. 이에 따라 가족소득과 빈곤이 아동·청소년에 미치는 영향에 대한 본격적인 분석이 중요한 후속 연구과제로 제기되고 있다.

참고문헌

- 구인회. 2002. "부모의 실직이 청소년의 교육성취에 미치는 영향." 『사회복지연구』, 19, 1-21.
- 김명연·노인희. 1998. "실직자의 정서적, 인지적, 신체화 반응 및 대처활동." 한국심리학회 98 연차대회 학술발표논문집.
- 김연옥. 2001. "실직가정의 가정해체 위험요인에 관한 연구." 『한국가족복지학』, 7, 9-33.
- 노혜련. 2000. "실직자가족 중 해체된 가족과 해체되지 않은 가족간의 사회심리적 특성과 욕구에 관한 비교 연구." 『한국가족복지학』, 5, 155-183.
- 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." 제3차 한국노동패널 학술대회 발표원고, 한국노동연구원·한국노동경제학회.
- 방하남·인주엽·장지연·박은경·호정화·정혜원. 1999. 『한국 가구와 개인의 경제활동: 한국노동패널 1차년도 자료분석』, 한국노동연구원, 고용보험연구센터.
- 유경준. 2000. 『IMF 이후 분배구조 및 빈곤의 변화와 외국의 정책방향』, 한국개발연구원.
- 이미정. 1998. "가족 내에서의 성차별적 교육투자." 『한국사회학』, 32, 63-97.
- 이훈구·김인경·박윤창. 2000. "경제불황이 20대 미취업 실업자에 미치는 심리적 영향." 한국심리학회지: 사회문제, 6(2), 87-101.
- 이훈구·윤소연·정혜경. 1998. "실직가정 아동과 비실직가정 아동의 정서문제 비교연구." 한국심리학회 98 연차대회 학술발표논문집, 819-841.
- 임인숙. 2000. "경제위기가 남편의 권위상실감에 미치는 영향." 『한국사회학』, 34, 1105-1127.
- 정기신. 2000. "경제위기가 성신건강에 미치는 영향." 『한국사회학』, 34, 389-416.
- 조성희. 1999. "실직 가정이 인식하는 가족해체 가능성에 영향을 미치는 요인." 『사회복지연구』, 13, 139-166.
- 한국노동연구원·한국보건사회연구원. 1999. 『실업실태 및 복지욕구조사 결과보고서』.
- Becker, G. S., & Tomes, N. 1986. "Human capital and the rise and fall of families", *Journal of Labor Economics*, 4(3), S1-S39.
- Bolger, K.E., Patterson, C.J., Thompson, W.W., & Kupersmidt, J.B. 1995. "Psychological adjustment among children experiencing persistent and intermittent family economic hardship", *Child Development*, 66, 1107-1129.
- Cohen, J., & Cohen, P. 1983. *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, New Jersey: Laurence Erlbaum Associates.

- Conger, R. D., Conger, K. J., & Elder, G. 1997. "Family economic hardship and adolescent adjustment: Mediating and moderating processes", In G. J. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of Growing Up Poor* (pp. 288-310). New York: Russell Sage Foundation.
- Conger, R. D., Conger, K. J., Elder, G., Lorenz, F., Simons, R., & Whitbeck, L. 1992. "A family process model of economic hardship and adjustment of early adolescent boys", *Child Development*, 63, 526-541.
- Conger, R. D., Elder, G., Lorenz, F., Conger, K. J., Simons, R., Whitbeck, L., Huck, S., & Melby, J. 1990. "Linking economic hardship to marital quality and instability", *Journal of Marriage and the Family*, 52, 643-656.
- Conger, R. D., Ge, X., Elder, G., Lorenz, F., & Simons, R. 1994. "Economic stress, coercive family process, and developmental problems of adolescents", *Child Development*, 65, 541-561.
- Duncan, G., & Brooks-Gunn, J. 1997. "Income effects across the life span: Integration and interpretation", In G. J. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation, 596-610.
- Duncan, G., Brooks-Gunn, J., Klebanov, P. K. 1994. "Economic deprivation and early childhood development", *Child Development*, 65, 296-318.
- Duncan, G., Brooks-Gunn, J., Yeung, W.J., Smith, J.R. 1998. "How much does childhood poverty affect the life chances of children?", *American Sociological Review*, 63, 406-423.
- Elder, G., Van Nguyen, T., & Caspi, A. 1985. "Linking family hardship to children's lives", *Child Development*, 56, 361-375.
- Elder, G., & Caspi, A. 1988. "Economic stress in lives: Developmental perspectives", *Journal of Social Issues*, 44(4), 25-45.
- Falner, R.D., Dubois, D.L., Adan, A.M., Mulhall, P.F., & Evans, E.G. 1995. "Socioeconomic disadvantage, proximal environmental experiences, and socioemotional and academic adjustment in early adolescence: Investigation of a mediated effects model", *Child Development*, 66, 774-792.
- Flanagan, C.A. 1990. "Change in family work status: Effects on parent-adolescent decision making", *Child Development*, 61, 163-177.
- Fryer, D. & Paine, R. 1986. "Being unemployed: A review of the literature on the psychological experience of unemployment", In C.L. Cooper & I. Robertson (Eds.), *International Review of Industrial and Organizational Psychology* 1986, New York: John Wiley & Sons Ltd, 235-278.
- Galambos, N.L., & Silbereisen, R.K. 1987. "Income change, parental life outlook, and adolescent expectations for job success", *Journal of Marriage and the Family*, 49, 141-149.
- Gutman, L.M., & Eccles, J.S. 1999. "Financial strain, parenting behaviors, and adolescents' achievement: Testing model equivalence between African American and European American single- and two-parent families", *Child Development*, 70(6), 1464-1476.
- 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.
- Lempers, J., Clark-Lempers, D., & Simons, R. 1989. "Economic hardship, parenting, and distress in adolescence", *Child Development*, 60, 25-49.
- Liker, J.K., & Elder, G. 1983. "Economic hardship and marital relations in the 1930s", *American Sociological Review*, 48, 343-359.
- McLanahan, S., & Sandefur, G. 1994. *Growing Up with a Single Parent*. 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.
- Peatlin, L.I., Menaghan, E.G., Lieberman, M.A., & Mullan, J.T. 1981. "The stress process", *Journal of Health and Social Behavior*, 22, 337-356.
- Voydanoff, P. 1990. "Economic distress and family relations: A review of the eighties", *Journal of Marriage and the Family*, 52, 1099-1115.

The Effect of Economic Loss and Income Levels on Adolescents' Educational Attainment

Ku, In-Hoe

(Full-time Lecturer, Dept. of Social Welfare, Seoul National University)

This study estimates the effect of economic loss including parental job loss and income loss on adolescents' educational attainment before and after family income and poverty are controlled for.

Results from this study show that both parental job loss and income loss are negatively associated with the number of schooling years completed by adolescents and the probability that adolescents would enter a college. The negative relationship between economic loss and adolescents' educational attainment persists after income levels are controlled for. Income levels also have a statistically significant effect on adolescents' educational attainment. Among the various measures of income levels, poverty has an especially larger effect. Although the results are not consistent across estimated models, the effects of parental job loss and income loss are as large as that of poverty.

Results for the models separately estimated by the sex of adolescents show that female adolescents are more negatively affected by both economic loss and income levels. There is little evidence that male adolescents are negatively affected by economic loss. Yet, male adolescents are negatively affected by income levels including poverty.

Findings from this study suggest that societal support for families experiencing economic loss should be improved to avoid the harmful effect of the loss on adolescents' educational attainment. More targeted efforts should be made to financially support families facing both economic loss and poverty.

Key words: Economic loss, Educational attainment, Job loss, Family income, Poverty, Adolescent development.