

논문 28

한국 사회에 아직도 딸에 대한 차별이 존재하는가?

남기곤*

1. 문제제기

한국을 포함한 동양권 사회에서는 여성에 대한 뿌리 깊은 차별이 존재하고 있다. 특히 과거 유교적 사회에서는 ‘출가외인(出嫁外人)’의 전통에 따라 딸은 결혼을 하면 친정 집과는 인연이 끊기는 것으로 간주되었다. 반면 아들은 그 집의 가문을 이어갈 뿐만 아니라, 노후 부모를 모시고 사후 제사를 지내는 역할을 담당하였다. 이러한 사회적 상황에서 딸보다는 아들을 선호하는 ‘남아선호사상(男兒選好思想)’은 한국인의 사고 체계에 매우 깊숙이 각인되어 왔다.

그동안 한국 경제는 급속한 성장을 이루어 왔고, 이와 병행하여 사회 각 부문의 문화도 크게 변화해 왔다. 도시화가 급격히 진행되고 대가족 제도가 해체되어 가면서, 아들이 부모를 모시고 가문을 이어간다는 개념이 희미해져 가고 있다. 여자에 대한 교육률이 높아지고, 노동시장에의 참여율이 높아지면서, 여성의 사회적 권위가 향상되고 있다. 특히 출산률의 급격한 저하는 딸을 차별하는 기존 관행에 크게 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.

본 논문은 현재 한국 사회에서 아직도 딸에 대한 차별적 관행이 존재하고 있는지를 검토하는데 목적이 있다. 물론 차별에는 매우 다양한 형식과 영역이 존재할 수 있는데, 이 중 이 논문에서 분석을 하고 있는 부분은 다음 두 가지 사항이다. 첫째, 한국의 부모들이 아직도 출산 단계에서 딸 보다는 아들을 선호하는 경향이 남아 있는지 하는 문제. 둘째, 중·고등학교 자녀를 키우면서 딸 보다는 아들에 대해 더 많은 투자를 하는지 하는 문제.

분석방법에 있어 본 논문에서 주안점을 두고 있는 사항은 ‘자연실험(natural experiment)’적 방법론의 적용이다.¹⁾ 남자와 여자, 고졸과 대졸, 노조원과 비노조원 사이에는 서로 인적 속성이 다르기 때문에, 이들 집단간 성과의 차이(예를 들어 임금의 차이, 근속년수의 차이 등)가 두 집단 간에 존재하는 차별인지 아니면 인적 속성의 차이에 기인하는 것인지를 판단하기 어렵다. 아무리 많은 독립변수들을 동원하여 회귀분석을 실시한다 하더라도, 소위

* 한밭대 경제학과 교수

1) 이에 대한 이론적 논의에 대해서는 Angrist and Krueger(1999)를 참조하라.

‘누락변수(omitted variables)’ 문제 때문에 차별에 해당하는 부분만을 분리해 추정한다는 것은 현실적으로 불가능하다. 반면 인적 속성과는 관련이 없는 무작위적인(random) 변수에 의해 집단을 나눌 수 있다면, 집단 간의 순수한 차별을 분리해 내는 것이 가능해진다. 예를 들어 생년 월이 1월인지 2월인지(Angrist and Krueger(1991)), 또는 추첨에 의해 결정된 베트남 징집(vietnam era draft lottery) 대상에 포함이 되었는지 그렇지 않은지(Angrist(1990)), 한국의 고교평준화 제도 하에서 같은 학군 내의 사립 고등학교에 배정되었는지 아니면 공립 고등학교에 배정되었는지(남기곤·성기선(2005))에 따라 집단을 구분하면, 각 집단 내 인적 속성은 차이가 나지 않는다고 볼 수 있다.

본 논문에서는 첫째 자녀가 딸인지 아들인지, 혹은 2인 가구에서 자녀의 성별이 딸-딸, 딸-아들, 아들-딸, 아들-아들인지는 무작위적이라는 점을 이용한다. 첫째 자녀가 아들인 가구의 부모가 딸인 가구의 부모에 비해, 더 소득 수준이 높다거나 남아선호사상이 더 강하다거나 하는 종속변수(출산률이나 딸에 대한 투자)에 영향을 미칠 수 있는 차이가 존재한다고 보기 어렵다. 따라서 이 기준을 이용하면 첫째 자녀가 딸인지 아들인지 하는 조건을 제외한 나머지 요인들은 통제된 상태에서, 이 조건이 최종적인 종속변수에 미치는 일치성 있는 추정치(consistent estimate)를 구할 수 있다.

이러한 방법론에 입각하여 다음 2절과 3절에서는 출산 단계와 양육 단계(중·고등학교)에서의 딸에 대한 차별이 존재하는지를 분석한다.

2. 출산 단계의 차별에 대한 분석

(1) 모델 및 자료

자녀의 성이 무작위로 결정된다는 사실을 분석에 활용하고 있는 최근의 주목되는 연구로는 Angrist and Evans(1998), Bedard and Deschenes(2003), Dahl and Moretti(2004) 등이 있다.²⁾ Dahl and Moretti(2004)는 자녀의 성에 따라 이혼, 자녀의 양육(child custody), 결혼, 혼전 임신 상태에서의 결혼(shotgun marriage), 출산 중단 규칙(fertility stopping rules) 등에 차이가 발생하는지를 분석하고 있다. 물론 이 연구는 미국의 자료를 분석하는데 초점이 있으나, 중요한 분석에 대해서는 다른 몇몇 나라들의 분석 결과를 함께 제시하고 있다. 본 논문에서는 Dahl and Moretti(2004)의 연구 중 ‘출산 중단 규칙(fertility stopping rules)’에 관한 분석을 한국의 자료를 통해 확인해 보고자 한다.

2) Angrist and Evans(1998)는 처음 두 자녀의 성 조합(sex-mix)이 다음 자녀의 출산 여부에 영향을 미친다는 사실을 이용하여, 가족의 규모가 기혼여성의 노동공급에 미치는 효과를 분석하고 있다. Bedard and Deschenes(2003)는 첫째 자녀의 성이 이혼에 영향을 미친다는 사실을 이용하여, 이혼이 여성의 노동력 참가와 소득에 미치는 효과를 분석하고 있다. 이 두 연구는 모두 도구변수(Instrument Variable) 분석 방법을 이용하고 있다.

<표 1> 자녀의 성과 출산에 관한 국제적 분석 결과 (Dahl & Moretti(2004))

자녀수가 1인 이상인 가구		자녀수가 2인 이상인 가구		자녀수가 3인 이상인 가구	
첫 자녀의 성	자녀수가 2인 이상인 경우=1	두 자녀의 성	자녀수가 3인 이상인 경우=1	세 자녀의 성	자녀수가 4인 이상인 경우=1
<미국>					
Girl	-0.0018 (0.0005)	Girl, Girl	0.0089 (0.0009)	G, G, G	0.0079 (0.0019)
		Boy, Girl	-0.0464 (0.0009)	B, B, G	-0.0340 (0.0019)
		Girl, Boy	-0.0449 (0.0009)	B, G, B	-0.0085 (0.0020)
				G, B, B	-0.0091 (0.0019)
				B, G, G	-0.0044 (0.0020)
				G, B, G	-0.0022 (0.0020)
				G, G, B	-0.0229 (0.0019)
상수항	0.6471		0.3821		0.3045
퍼센트	-0.27%		2.34%		2.61%
표본 수	3,599,664		2,326,339		841,264
<멕시코>					
Girl	0.0005 (0.0006)	Girl, Girl	0.0230 (0.0019)	G, G, G	0.0274 (0.0038)
		1G, 1B	-0.0202 (0.0017)	2G, 1B	-0.0002 (0.0031)
				2B, 1G	-0.0119 (0.0031)
상수항	0.9556		0.4756		0.3638
퍼센트	0.05%		4.84%		7.52%
표본 수	548,885		524,668		247,197
<콜롬비아>					
Girl	-0.0028 (0.0009)	Girl, Girl	0.0050 (0.0024)	G, G, G	0.0106 (0.0046)
		1G, 1B	-0.0248 (0.0021)	2G, 1B	-0.0104 (0.0038)
				2B, 1G	-0.0084 (0.0038)
상수항	0.9194		0.5278		0.4554
퍼센트	-0.30%		0.95%		2.32%
표본 수	365,423		335,469		173,372
<중국>					
Girl	0.0053 (0.0012)	Girl, Girl	0.1990 (0.0061)	G, G, G	0.2114 (0.0116)
		1G, 1B	0.0251 (0.0053)	2G, 1B	0.0231 (0.0099)
				2B, 1G	-0.0506 (0.0101)
상수항	0.9777		0.3654		0.2344
퍼센트	0.54%		54.45%		90.20%
표본 수	52,788		51,751		22,085
<베트남>					
Girl	0.0029 (0.0008)	Girl, Girl	0.0871 (0.0035)	G, G, G	0.0734 (0.0066)
		1G, 1B	0.0067 (0.0030)	2G, 1B	-0.0004 (0.0055)
				2B, 1G	-0.0365 (0.0055)
상수항	0.9674		0.4875		0.4102
퍼센트	0.30%		17.87%		17.89%
표본 수	168,851		163,598		83,766
<케냐>					
Girl	0.0021 (0.0018)	Girl, Girl	0.0202 (0.0041)	G, G, G	0.0169 (0.0076)
		1G, 1B	-0.0005 (0.0036)	2G, 1B	0.0047 (0.0062)
				2B, 1G	-0.0059 (0.0062)
상수항	0.8908		0.6039		0.5113
퍼센트	0.24%		3.35%		3.30%
표본 수	124,294		110,858		67,477

<표1>은 Dahl and Moretti(2004)에 제시되어 있는 자녀의 성과 출산에 관한 국제적 분석 결과를 재정리한 것이다. 우선 미국의 경우 첫 자녀가 딸인 경우가 아들인 경우에 비해 자녀수가 2인 이상일 확률(즉 두 번째 자녀를 가질 확률)이 0.0018만큼 더 낮은 것으로 나타나고 있다. 첫 자녀가 아들인 경우 두 번째 자녀를 가질 확률이 0.6471(표의 상수항)이라는 점을 고려한다면, 첫 자녀가 딸인 경우가 아들인 경우에 비해 두 번째 자녀를 가질 확률은 0.27%만큼(표의 퍼센트) 더 낮은 것이다. 물론 부호가 마이너스로 통계적으로 유의한 수준이긴 하지만, 절대값이 매우 작아 실제 차이가 없다고 할 수 있다.

같은 방식으로 자녀수가 2인 이상 그리고 3인 이상인 가구에 대한 분석결과를 살펴보면, 딸-딸인 가구는 아들-아들인 가구에 비해 세 번째 자녀를 가질 확률이 2.34%만큼 증가하며, 딸-딸-딸인 가구는 아들-아들-아들인 가구에 비해 네 번째 자녀를 가질 확률이 2.61%만큼 증가하고 있다. 자녀수가 2인 이상, 3인 이상인 가구의 경우 딸만을 가진 가구는 아들만을 가진 가구에 비해, 또 다른 자녀를 가질 확률이 2-3% 가량 유의하게 높다는 것을 의미한다.

다른 나라의 분석 결과도 비슷한 추세를 보여준다. 첫 자녀가 딸인 경우가 아들인 경우에 비해 자녀를 더 가질 확률은 거의 차이를 보이지 않는 수준이지만, 처음 자녀가 딸-딸인 경우 혹은 딸-딸-딸인 경우는 아들만 가진 가구에 비해 다음 자녀를 가질 확률이 유의하게 높은 것으로 나타나고 있다. 특히 동양권에 속하는 중국과 베트남은 이러한 경향이 강하다. 베트남의 경우 딸-딸을 가진 가구와 딸-딸-딸을 가진 가구는 아들만 가진 가구에 비해 자녀를 더 가질 확률이 18% 정도 더 높은 것으로 나타나고 있다. 중국의 경우 이 숫치는 딸-딸을 가진 경우 54%, 딸-딸-딸을 가진 경우 90%에 이르는 것으로 나타나고 있다.³⁾

첫 자녀가 딸인지 혹은 아들인지, 처음 두 자녀의 성 구성이 딸-딸인지 딸-아들인지 아들-딸인지 아들-아들인지가 무작위적(random)이라는 점을 고려한다면,⁴⁾ 다른 요인은 통제하지 않더라도 이들 집단간 자녀수의 차이는 처음 자녀의 성 구성과 인과관계를 가지는 것으로 볼 수 있다.⁵⁾

어느 나라에서나 이처럼 출산 단계에 딸보다 아들을 선호하는 이유는 무엇인가? 이론적으로 볼 때 그 이유로는 1) 딸보다 아들을 더 좋아하기 때문(gender bias hypothesis)이거나, 2) 딸보다 아들이 키우는데 비용이 덜 들기 때문(differential cost hypothesis)에 그래서 딸을 가진 가구는 예산에 여유가 생겨서 보다 많은 자녀를 가지게 되는 것일 수 있다. 어느 가설이 보다 적합한지에 대해서는 선형적으로 단정하기 어려우며, 다른 방식 혹은 다른 분야의 실증적인 분석이 요구된다.⁶⁾

3) 중국의 경우는 1982년 자료를 이용한 분석 결과인데, 이 때까지만 하더라도 중국에 '1자녀 정책(one-child policy)'은 아직 영향을 미치지 않았었다. 멕시코의 경우 1990년과 2000년 센서스, 콜롬비아의 경우 1973년 1985년 1993년 센서스, 케냐와 베트남의 경우 1989년 1999년 센서스, 미국의 경우 1940-2000년 센서스가 분석에 이용되었다.

4) 물론 자녀의 성이 인위적으로 조정될 가능성이 있다. 그러나 "최근의 의학적 분석 문헌에 따르면 시간 조절과 같은 자연적 방법이나 다른 의학적 방법들이, 아직은 극히 제한된 정도에만 사용되고 있을 뿐 아니라 그 효과도 정확하지 않음을 보고하고 있다." (Dahl and Moretti(2004), p. 28)

5) 미국의 경우 어머니의 연령, 인종, 교육연수 등을 통제하더라도 분석 결과는 거의 변하지 않는다.

한국에 관한 분석에는 다음 두 자료가 사용된다.

첫째, 2000년 인구주택총조사의 2% 표본 자료를 이용한다. 이 자료의 총 표본수는 285,514가구인데, 이 중 1인 이상의 자녀를 보유하고 있는 184,532가구를 추출한다. 이 자료는 표본수가 풍부하다는 장점은 있으나, 현재 해당 가구에 거주하고 있는 가족만을 조사하고 있기 때문에 자녀 구성을 전체적으로 파악할 수 없다는 단점을 가지고 있다. 예컨대 자녀가 취업했거나 결혼하여 분가했을 경우, 해당 가구에는 분가한 자녀에 대한 정보가 포착되지 않는다. 이러한 자료의 한계를 보충하기 위해 여기서는 Dahl and Moretti(2004)의 방식을 이용하여 어머니(어머니가 없을 경우 아버지)의 연령이 18-40세이고, 제일 큰 자녀의 연령이 12세 이하인 가구만을 추출하였다.⁷⁾ 이에 따라 최종 분석에 사용된 가구수는 총 73,432 가구이다.

둘째, 한국직업능력개발원에서 조사한 2004년 ‘한국 교육 고용 패널 조사’ 자료를 이용한다. 이는 일반계 고등학교 학생 2,000명, 실업계 고등학교 학생 2,000명, 중학교 학생 2,000명에 대해 학교 생활과 가정 환경 등에 대해 매우 세밀하게 설문 조사를 시행한 자료이다. 특히 이 조사에서는 해당 학생의 가족 구성에 대해 자세하게 조사하고 있기 때문에, 분가하여 현재 가족과 동거하지 않은 자녀에 대해서 까지 정보를 얻을 수 있다는 장점이 있다. 또한 비슷한 연령대의 학생을 대상으로 조사한 자료이기 때문에, 부모의 연령대도 30-40대에 집중되어 있다. 단 전체 유효 표본수가 5,815가구로, 비교적 소규모라는 것이 단점이다.

다음 항에서는 이 두 자료를 이용하여 한국에서 출산 중단 규칙(fertility stopping rules)이 어떻게 작용하고 있는지, 다른 나라와 마찬가지로 딸만 가진 가구는 아들만 가진 가구에 비해 다음 자녀를 출산할 확률이 더 높은지에 대해 분석하기로 한다.

(2) 분석결과

다음 <표2>는 한국의 자료를 이용하여 자녀의 성 구성에 따라 다음 자녀를 출산할 확률이 어떻게 변하는지에 대해 분석한 결과를 정리한 것이다. 우선 센서스 자료를 보면 첫 자녀가 딸인 경우 아들인 경우에 비해 다음 자녀를 가질 확률이 4.93% 더 높은 것으로 나타나고 있다. 2인 이상인 가구와 3인 이상인 가구의 경우 이 퍼센트 값은 매우 크게 증가한다. 딸-딸의 경우에는 아들-아들인 경우에 비해 다음 자녀를 가질 확률이 302.84%만큼 더 높으며, 딸-딸-딸인 경우에는 아들-아들-아들인 경우에 비해 이 확률이 294.76%만큼 더 높아지고 있다. 고용 교육 패널 조사 자료의 경우에도 이러한 추세는 대체로 비슷하다. 딸만 가진 가구가 아들만 가진 가구에 비해 다음 자녀를 가질 확률은 자녀가 1인 이상일 경우 8.72%, 2

6) 미국의 분석 결과에 따르면 딸만을 가진 경우는 아들만 가진 경우에 비해 이혼률이 유의하게 증가한다. 따라서 differential cost hypothesis에 따라 딸을 키우는데 비용이 적게 든다고 가정하면, 왜 딸을 가진 가구에서 이처럼 이혼률이 증가하는지를 설명할 수 없게 된다.

7) 자녀간 연령차가 5세 미만인 경우가 대부분이라는 점을 이용한다면, 12세의 자녀를 둔 가구에서 그 위에 자녀가 있다고 하더라도 17세를 넘기는 경우가 거의 없을 것이다. 그렇다면 12세 이하의 자녀를 둔 가구의 경우, 실제 이 가구의 자녀이지만 분가하여 나갔기 때문에 조사에서 누락되는 경우는 거의 존재하지 않는다고 판단할 수 있다.

인 이상일 경우 476.23%, 3인 이상일 경우 219.11%로 나타나고 있다. 첫 자녀가 딸인 경우 아들인 경우에 비해 다음 자녀를 가질 확률은 10% 이내의 소폭 수준에서 유의하게 높지만, 처음 자녀의 구성이 딸-딸인 경우 혹은 딸-딸-딸인 경우는 아들만 가진 가구에 비해 다음 자녀를 가질 확률은 대체로 3배(고용 교육패널 자료의 경우 2-5배) 가량 더 높은 것이다.⁸⁾

<표 2> 자녀의 성과 출산에 관한 분석 결과 1

자녀수가 1인 이상인 가구		자녀수가 2인 이상인 가구		자녀수가 3인 이상인 가구	
첫 자녀의 성	자녀수가 2인 이상인 경우=1	두 자녀의 성	자녀수가 3인 이상인 경우=1	세 자녀의 성	자녀수가 4인 이상인 경우=1
<2000년 인구주택센서스>					
Girl	0.0329 (0.0034)	Girl, Girl	0.1984 (0.0039)	G, G, G	0.1000 (0.0121)
		Boy, Girl	0.0004 (0.0038)	B, B, G	-0.0046 (0.0144)
		Girl, Boy	0.0001 (0.0037)	B, G, B	-0.0142 (0.0144)
				G, B, B	0.0023 (0.0137)
				B, G, G	0.0097 (0.0146)
				G, B, G	0.0116 (0.0145)
				G, G, B	-0.0089 (0.0110)
상수항	0.6676		0.0655		0.0339
퍼센트	4.93%		302.84%		294.76%
표본 수	73,432		50,200		5,585
<2004년 고용교육패널>					
Girl	0.0763 (0.0073)	Girl, Girl	0.5223 (0.0149)	G, G, G	0.4045 (0.0478)
		Boy, Girl	0.0381 (0.0155)	B, B, G	-0.0275 (0.0614)
		Girl, Boy	0.0301 (0.0149)	B, G, B	-0.1054 (0.0567)
				G, B, B	-0.0765 (0.0557)
				B, G, G	-0.0454 (0.0597)
				G, B, G	-0.0048 (0.0581)
				G, G, B	-0.1311 (0.0469)
상수항	0.8753		0.1097		0.1846
퍼센트	8.72%		476.23%		219.11%
표본 수	5,815		5,320		1,424

주 : 괄호안은 표준오차임.

이러한 결과는 앞의 <표1>에서 제시된 다른 나라의 결과와 크게 대비된다. 물론 다른 나라의 경우에도 딸만 가진 가구가 아들만 가진 가구에 비해 다음 자녀를 출산할 확률이 높아지는 경향을 보이긴 하지만, 그 정도가 가장 높은 중국의 경우에도 100%를 넘지 않은 수준이었다. 그러나 한국의 경우 자녀수가 2인 이상 혹은 3인 이상의 경우 딸만 가진 가구는 아들만 가진 가구에 비해 다음 자녀를 더 가질 확률이 무려 3배 전후로 높은 것으로 나타나고 있다. 또한 1인 이상의 가구에 대한 분석에서도 다른 나라와는 달리 딸을 가진 가구가 아들을 가진 가구에 비해 다음 자녀를 출산할 확률이 5% 내외 수준에서 유의하게 더

8) 1995년 인구주택센서스 자료와 1998년 한국노동패널조사 1차 자료를 이용하여 동일한 방식으로 분석한 결과 역시 비슷한 추세를 보여준다. (<부표1> 참조)

높은 것으로 나타나고 있다. 이러한 사실은 한국의 경우가 확인되어진 다른 어느 나라에 비해서도 출산 단계에서 아들에 대한 선호가, 상대적으로 딸에 대한 차별이 가장 심각하다는 것을 보여준다.

이러한 결과가 다른 요인에 의해 영향을 받는지를 검토하기 위해 다음 <표3>에서는 각 회귀분석에 어머니의 특성에 관한 변수를 통제하고 분석하였다.⁹⁾ 이를 앞의 <표2>와 비교해 보면 특히 표본수가 많은 센서스 자료의 경우 그 결과가 거의 동일하고, 고용교육패널 자료의 경우에도 결과가 유사함을 알 수 있다.

<표 3> 자녀의 성과 출산에 관한 분석 결과 2 (변수 통제 시)

자녀수가 1인 이상인 가구		자녀수가 2인 이상인 가구		자녀수가 3인 이상인 가구	
첫 자녀의 성	자녀수가 2인 이상인 경우=1	두 자녀의 성	자녀수가 3인 이상인 경우=1	세 자녀의 성	자녀수가 4인 이상인 경우=1
<2000년 인구주택센서스>					
Girl	0.0330 (0.0031)	Girl, Girl	0.1971 (0.0038)	G, G, G	0.0999 (0.0121)
		Boy, Girl	0.0004 (0.0038)	B, B, G	-0.0071 (0.0143)
		Girl, Boy	0.0004 (0.0037)	B, G, B	-0.0146 (0.0143)
				G, B, B	0.0029 (0.0137)
				B, G, G	0.0094 (0.0145)
				G, B, G	0.0097 (0.0144)
				G, G, B	-0.0067 (0.0110)
상수항 ¹⁰⁾	0.6675		0.0657		0.0335
퍼센트	4.94%		299.72%		298.65%
표본 수	73,432		50,200		5,585
<2004년 고용교육패널>					
Girl	0.0743 (0.0071)	Girl, Girl	0.5078 (0.0147)	G, G, G	0.3974 (0.0469)
		Boy, Girl	0.0440 (0.0152)	B, B, G	-0.0084 (0.0599)
		Girl, Boy	0.0298 (0.0147)	B, G, B	-0.0644 (0.0555)
				G, B, B	-0.0363 (0.0541)
				B, G, G	-0.0193 (0.0582)
				G, B, G	0.0088 (0.0569)
				G, G, B	-0.0893 (0.0461)
상수항	0.8781		0.1108		0.1605
퍼센트	8.46%		458.20%		247.66%
표본 수	5,727		5,265		1,407

이러한 아들에 대한 선호 경향은 가정환경이나 교육수준에 따라 차이가 있을 수 있다. 이를 살펴보기 위해 다음 <표4>에서는 어머니의 학력수준에 따라 표본을 나눈 뒤, 각 집단별로 이상의 분석을 시행하였다. 표에 제시된 결과를 보면 자료에 따라 혹은 집단에 따라 다소 불규

9) 사용한 통제변수는 어머니의 연령(없는 경우 아버지의 연령-3), 계급과 세제급, 어머니의 학력 더미변수, 아버지의 학력 더미변수, 센서스 자료의 경우 지역 더미변수이다.

10) 이는 아들만 가진 가구의 다음 자녀를 가질 확률을, 추정된 회귀식의 계수값과 각 변수의 평균값을 이용하여 추정된 것이다.

칙한 결과를 보여주긴 하지만, 어느 집단에서도 딸만 가진 경우가 아들만 가진 경우에 비해 다음 자녀를 출산할 가능성이 높아지는 경향이 2배를 전후하는 높은 수치를 보여주고 있다.

<표 4> 자녀의 성과 출산에 관한 분석 결과 3 (어머니의 학력별)

어머니 학력	자녀수가 1인 이상		자녀수가 2인 이상		자녀수가 3인 이상	
	첫 자녀의 성	자녀수가 2인 이상인 경우=1	두 자녀의 성	자녀수가 3인 이상인 경우=1	세 자녀의 성	자녀수가 4인 이상인 경우=1
<2000년 인구주택센서스>						
고등 학교 이하	Girl	0.0334 (0.0041)	Girl, Girl	0.2189 (0.0048)	G, G, G	0.1017 (0.0140)
	상수항	0.6999		0.0717		0.0386
	퍼센트	4.78%		305.50%		263.69%
	표본 수	49,040		35,129		4,303
전문 대학 이상	Girl	0.0255 (0.0063)	Girl, Girl	0.1468 (0.0064)	G, G, G	0.0940 (0.0240)
	상수항	0.6115		0.0497		0.0200
	퍼센트	4.17%		295.15%		469.95%
	표본 수	23,356		14,573		1,211
<2004년 고용교육패널>						
고등 학교 이하	Girl	0.0748 (0.0073)	Girl, Girl	0.5512 (0.0162)	G, G, G	0.3987 (0.0548)
	상수항	0.8905		0.1083		0.2041
	퍼센트	8.40%		509.07%		195.38%
	표본 수	4,784		4,447		1,255
전문 대학 이상	Girl	0.0384 (0.0244)	Girl, Girl	0.2808 (0.0433)	G, G, G	0.1833 (0.1076)
	상수항	0.8693		0.1192		0.0833
	퍼센트	4.42%		235.54%		220.00%
	표본 수	665		591		101

이러한 사실을 종합해 본다면 한국의 경우 출산 단계에서 딸에 대한 차별은 다른 어느 나라에 비해서도 심각한 상황이라 보인다. 이러한 결과는 다른 독립변수들을 통제하더라도, 혹은 어머니의 학력에 따라 집단을 구분하더라도 동일하게 유지된다. 물론 앞에서도 언급 하였듯이 이는 딸보다 아들을 더 좋아하기 때문(gender bias hypothesis)일 수도 있고, 그렇지 않으면 딸보다 아들이 키우는데 비용이 덜 들기 때문(differential cost hypothesis)일 수도 있다. 그러나 지금까지의 분석 결과를 보면 유독 딸만 가진 가구가 그렇지 않은 다른 모든 가구에 비해 다음 자녀를 가질 확률이 크게 높은 것으로 나타나고 있다. 만약 비용의 문제라고 한다면, 예컨대 딸-딸-아들 가구와 아들-아들-아들 가구 사이에도 출산 확률 사이에 차이를 보일 것으로 기대되지만, 실제 그러한 경향은 나타나지 않고 있다. 따라서 이는 한국의 이러한 결과가 비용의 문제이기 보다는 아들을 선호하기 때문에, 특히 가구 내에 아들이 1명이라도 꼭 있어야 한다는 관습적 사고 때문에 나타나는 결과라 판단된다.

다음 절에서는 사교육비에 대한 분석을 통해 딸이 아들에 비해 양육 비용이 더 적게 드는 것인지를 검토한다. 이는 출산 과정에서 확인된 딸에 대한 차별이 양육 과정까지 연결되는지를 분석하는 것임과 동시에, 딸의 양육비가 실제 아들보다 적은 것인지를 검토하여 출산 과정에서의 차별이 왜 발생하는지(비용이 중요한 요인인지)에 대해 살펴보는 의미를 갖는다.

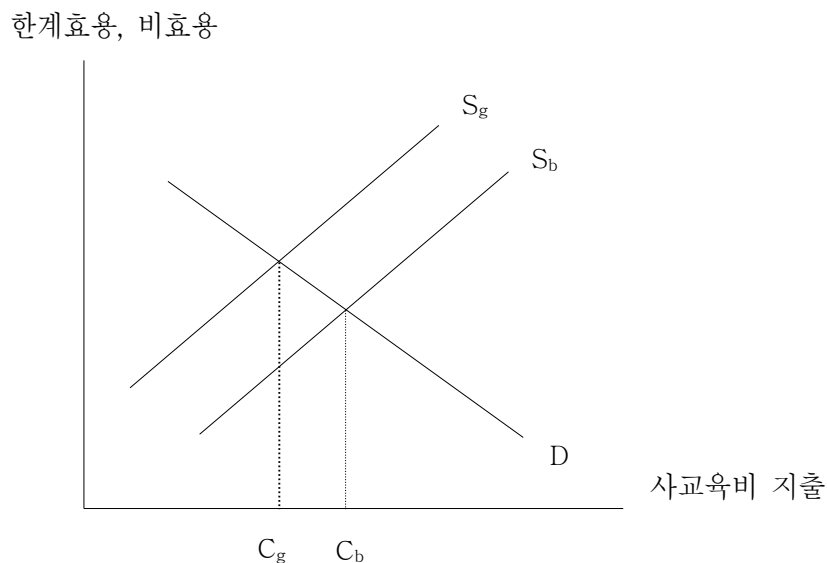
3. 사교육비 지출 상의 차별에 대한 분석

(1) 모델 및 자료

앞 절의 분석을 통해 한국에서는 다른 나라들에 비해 출산 단계에서 훨씬 더 강한 딸에 대한 차별이 존재하고 있음을 확인하였다. 그렇다면 이러한 차별이 자녀의 성장 및 교육 단계에서도 그대로 지속되는 것일까? 이 절에서는 중·고등학교에 재학 중인 자녀에 대한 사교육비 지출에 대한 분석을 통해, 성장 단계의 딸에 대한 차별 여부에 대해 살펴보기로 하자.

한국에서는 자녀의 사교육비가 차지하는 비중이 매우 높으며, 가정 형편이나 가구의 선호도에 따라 사교육비 지출 상의 격차가 매우 크다. 그렇다면 사교육비 지출 정도는 어떠한 원리에 의해 결정되는 것일까? 이는 인적자본투자량이 결정되는 원리에 대한 일반적인 분석틀을 응용하여 다음과 같이 설명될 수 있다.

우선 사교육비를 지출하는 이유는 학업성취도(수능성적, 내신성적, 대학진학 등)를 향상시키고, 이를 통해 개인(학생 본인이거나 혹은 부모)의 효용을 증가시키는데 있다고 볼 수 있다. 사교육비가 증가할수록 학업성취도의 총량은 증가하겠지만, 학업성취도 그리고 이에 따른 효용의 한계 증가분은 체감할 것으로 예상할 수 있다. 인적자본 모델에서의 설명과 마찬가지로 가장 효과가 큰 종류의 사교육비부터 투자가 이루어질 것이기 때문이다. 그렇다면 사교육비 지출에 따른 한계효용을 나타내는 수요곡선은 [그림1]의 D 곡선처럼 우하향하는 형태를 띠게 된다. 그리고 이 사교육비에 대한 수요곡선은 사교육비 투자를 통해 얻을 수 있는 효과가 클수록 우측으로 이동하게 된다. 예를 들어 개인의 능력이 원래 뛰어난 경우 혹은 소규모 집단에서의 교육이 적성에 잘 맞을 경우, 사교육을 받음에 따라 발생할 수 있는 부작용(저녁 늦게까지 학원에 있기 때문에 위험이 증가하거나 피로도가 누적되는 문제 등)이 적을수록, 동일한 사교육비를 투자하더라도 더 높은 효과와 효용을 기대할 수 있다.



[그림 1] 사교육비 지출 모델 1

반면 사교육비 지출이 많아짐에 따라 개인이 감수해야 하는 비용은 증가하게 된다. 사교육비가 지출하면 그만큼 다른 부분에 지출 수준은 감소한다. 혹은 자산이 감소하거나 부채가 증가할 수 있다. 이는 개인의 전체 효용을 감소시키는 작용을 하게 된다. 이 경우에도 인적자본 분석들과 마찬가지로 사교육비 지출에 따른 효용 감소량(비효용)은 체증한다고 가정할 수 있다. 사교육비 지출이 많아질수록 필수적인 소비까지 억제해야 하거나 높은 이자율을 지불하면서 돈을 마련해야 하기 때문이다. 이러한 사실을 고려하면 사교육비 지출에 대한 공급곡선은 [그림1]의 S 곡선처럼 우상향한다고 볼 수 있다. 이러한 공급곡선은 사교육비 지출에 대해 부담을 강하게 느끼는 가구일수록 좌측(위쪽)으로 이동하게 된다. 예컨대 소득이 적거나 자산이 적은 빈곤한 가구일수록, 동일한 사교육비 지출에 대해서도 효용 감소폭은 클 수밖에 없다.¹¹⁾

딸에 대해 차별하는 의식이 존재한다면, 딸과 아들의 사교육비에 대한 공급곡선은 달라질 수 있다.¹²⁾ 동일한 사교육비 지출 그리고 이로 인한 타 부문 지출의 동일한 감소에 대해, 부모가 느끼는 효용 감소분은 딸의 경우가 더 높을 것이다. 왜냐하면 별로 좋아하지 않는 자녀에 사교육비를 지출하는 것은 효용을 보다 크게 감소시킬 수 있기 때문이다. 그렇다면 [그림1]에서 사교육비에 대한 공급곡선은 아들의 경우가 S_b 라면 딸의 경우는 S_g 라 할 수 있고, 따라서 ‘다른 조건이 일정’하다면 딸의 경우는 아들의 경우에 비해 균형 수준에서의 사교육비 지출량이 적게 된다.

그러나 문제는 딸과 아들의 경우 ‘다른 조건이 일정’하지 않을 수 있다는 점이다. 특히 딸과 아들은 사교육비에 대한 수요곡선 자체가 서로 다를 수 있다는 사실을 고려할 필요가 있다. 앞서서도 설명했듯이 이 수요곡선은 사교육비 투자를 통해 얻을 수 있는 효과를 반영하는데, 사실 딸과 아들 사이에 이 정도가 동일하다고 볼 수 있는 근거가 없다. 예를 들어 딸은 아들에 비해 학업 능력이 원래 낮을 수도 있고, 체력의 문제나 위험성의 문제 등으로 인해 사교육에 적합하지 않을 수도 있다. 물론 그 반대의 경우도 가능하다. 이처럼 딸과 아들 사이에 수요곡선이 서로 다르다면, 균형 수준에서 딸과 아들 사이에 사교육비가 차이가 나타나는 것으로 확인되었을 때 이 차이가 공급곡선 상의 차이(따라서 딸에 대한 차별적 대우) 때문인지 아니면 수요곡선 상의 차이 때문인지를 식별할 수 없게 된다. 물론 회귀분석을 통해 수요곡선의 차이를 가져오는 몇 가지 변수를 통제하고 분석할 수는 있으나, 잘 알려져 있듯이 누락변수의 문제(omitted variables problem)로 인해 이러한 분석 결

11) 사교육비에 대한 분석에 있어서 이처럼 수요측면과 공급측면을 동시에 고려하는 것이 중요하다. 예컨대 이주호·홍성창(2001)의 분석처럼 평준화 지역의 사교육비가 비평준화 지역의 사교육비에 비해 높다는 결과가 나왔을 때, 이것이 어떠한 요인에 의해 발생하는 것인지는 매우 모호하다. 평준화 지역의 경우 학교 교육이 수월하지 못함에 따라 이들의 사교육에 대한 수요(초과수요)가 높은 것인지, 아니면 평준화 지역이 주로 대도시이어서 사교육 비용에 대한 부담이 적거나 혹은 이들 지역에 성적이 우수한 학생이 많아 사교육의 효용성이 더 높은 것인지 알 수 없기 때문이다.

12) 물론 딸에 대해 차별하는 의식이 딸과 아들의 사교육비에 대한 수요곡선을 변화시킬 수도 있다. 동일한 사교육비 지출 그리고 이로 인한 동일한 성적 향상에 대해 부모가 느끼는 효용 증가분이 딸의 경우 더 낮다고 볼 수 있기 때문이다. 여기서는 논의의 단순화를 위해 이 경우를 배제한다. 그러나 ‘제2자녀’의 성이 남자인지 여자인지가 ‘제1자녀’의 성적 향상에 따른 효용 증가분에 (‘제1자녀’가 딸인지 아들인지에 따라) 차별적인 영향을 미치는 것이 아니라면, 여기서의 논의에 영향을 미치지 않는다.

과는 일치추정치(consistent estimates)라 신뢰하기 어렵다. 따라서 이 분석에서는 딸과 아들 사이에 사교육비의 유의한 ‘차이’가 발견된다 하더라도, 이것이 ‘차별’에 기인하는 것이라 단정할 수 없다는 한계를 갖는다.

딸에 대한 차별을 분석할 수 있는 또 다른 하나의 방법은, 사교육비가 조사되는 해당 자녀가 아닌 다른 자녀의 성(gender)이 해당 자녀의 사교육비에 미치는 효과는 분석하는 것이다. 자녀의 교육에 관한 다양한 정보가 수록되어 있는 ‘2004년 고용 교육 패널조사 자료’에서 중고생 자녀가 2인인 가구만을 추출한다. 사교육비가 조사되는 자녀를 ‘제1자녀’라 하고 나머지 자녀를 ‘제2자녀’라 하자.¹³⁾ 분석의 핵심은 ‘제2자녀’가 딸인지 아들인지가 무작위적(random)로 결정되는 것이라는 점이다.¹⁴⁾

다음 [그림2]에서 ‘제1자녀’의 사교육비에 대한 수요곡선과 공급곡선을 각각 D 와 S 라 하자. (‘제1자녀’가 딸일 수도 있고 아들일 수도 있는데, 여기서는 이를 구분하지 않는다) 우선 딸에 대한 차별이 존재하고 이로 인해 딸에 대한 (사교육비를 포함한) 전체 양육비가 아들에 비해 낮다면, ‘제2자녀’가 딸인 경우가 아들인 경우에 비해 ‘제1자녀’에게 투자할 수 있는 여력을 증가시켜 주게 될 것이다. 이로 인해 ‘제1자녀’의 사교육에 대한 공급곡선은 [그림2]에서 보여지듯이 ‘제2자녀’가 딸인 경우(S^{2a})가 아들인 경우(S^{2b})에 비해 더 우측(아래쪽)에 위치하게 될 것이다. 그렇다면 [그림2]에서 확인할 수 있듯이 균형 수준에서의 ‘제1자녀’의 사교육비는 ‘제2자녀’가 딸인 경우가 아들인 경우에 비해 높아지게 될 것이다.

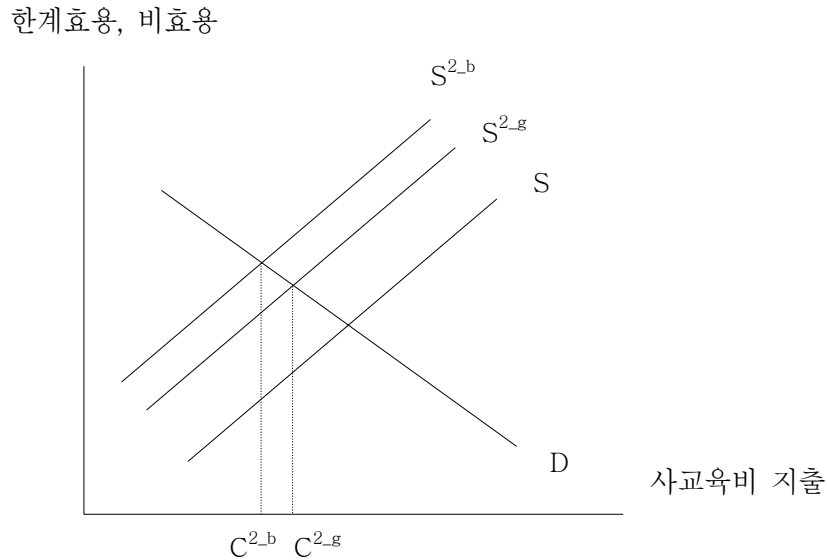
물론 이 경우에도 ‘제2자녀’가 딸인지 아들인지에 따라 사교육의 효과를 나타내는 ‘제1자녀’의 수요곡선도 변화할 가능성이 있다.¹⁵⁾ 그러나 이러한 간접적인 효과는 (적어도 ‘제1자녀’가 딸인지 아들인지에 따라 ‘제1자녀’의 수요곡선이 변화하는 것 보다는) 크지 않을 것으로 판단된다. 그렇다면 이러한 분석을 통해 딸과 아들 상에 차이가 발생한다면, 이는 자

13) 이 자료의 성격상 ‘제1자녀’가 일반계 혹은 실업계 고등학생일 경우 ‘제2자녀’는 ‘제1자녀’에 비해 연령이 낮은 동생이다. 그러나 ‘제1자녀’가 중학생일 경우 ‘제2자녀’와 ‘제1자녀’의 연령 순위는 경우에 따라 다르다.

14) 앞 절에서도 살펴보았듯이 딸-딸을 가진 가구는 셋째 자녀를 가질 가능성이 높다. 따라서 자녀가 2인일 경우 딸-딸 가구는 다른 자녀 형태를 갖는 가구에 비해 가정 형편이 낮을 가능성이 있다. 왜냐하면 딸-딸 가구 중 경제적 여력이 있는 가구는 자녀가 3인 이상인 가구로 이동할 확률이 높기 때문이다. 그러나 본 분석에서는 조사 당시 중고생 자녀가 2인인 가구에 대해 분석하고 있는 것이기 때문에, 딸-딸 가구가 다른 가구에 비해 특별한 차이가 있다고 보기 어렵다. (대학생 이상의 오피나 초등학교 이하의 남동생이 있을 가능성) 물론 (오피나 없고) 중고생이 딸-딸인 경우 경제적 환경이 좋으면 중고생이 3인인 가구로 이동할 가능성이 있지만, 이 자료에서 중고생이 3인 이상인 가구는 총 171가구(전체의 2.94%)에 불과하기 때문에 의미 있는 영향을 미치는 요인으로 보기 어렵다.

15) 다음과 같은 세 가지 가능성을 고려할 수 있다. 첫째, ‘제2자녀’가 딸이고 딸에 대한 교육적 차별이 중·고등학교 단계 이전부터 지속되었을 경우 상대적으로 (‘제2자녀’가 아들인 경우에 비해) ‘제1자녀’에 대한 교육 투자가 보다 활발했을 것이다. 그렇다면 이로 인해 ‘제2자녀’가 아들인 경우 보다 ‘제1자녀’의 초기 능력이 보다 높을 가능성이 있다. 둘째, ‘제1자녀’와 ‘제2자녀’의 성이 같을 경우 서로 협동 과정이나 경쟁 과정을 통해 그렇지 않은 경우에 비해 ‘제1자녀’의 능력이 높을 수 있는 가능성이 있다. 셋째, 반대로 Butcher and Case(1994)가 지적 하듯이 ‘제1자녀’가 딸일 때 다른 자녀가 아들이면 남성적인 자질(masculine trait)을 습득하게 되는 과급 효과(spillover effect), 그리고 부모의 태도(딸에 대한 비교 집단이 달라지게 되는)가 변화하는 준거집단 효과(reference group effect)에 의해 교육에 대한 수요가 보다 높아질 가능성이 있다. 이러한 경우 ‘제2자녀’의 성은 ‘제1자녀’의 사교육에 대한 수요곡선에 영향을 미칠 수 있다. 여기서의 분석에서는 이와 같은 ‘제2자녀’의 성이 ‘제1자녀’의 사교육에 대한 수요곡선에 영향을 미칠 수 있는 가능성은 적다고 가정한다. (여기서의 분석은 전체 자녀가 아닌 중고생 자녀만을 분석 대상으로 하고 있기 때문에, ‘제2자녀’의 성의 ‘제1자녀’의 수요에 미치는 영향은 제한적일 수 있다) 이에 대해서는 앞으로 좀더 많은 이론과 실증 분석이 요구된다.

녀의 성에 따른 차별로 해석할 수 있는 가능성이 보다 크다는 것이 본 논문의 가정이다. 다음 항에서는 이러한 모델에 기초한 분석 결과를 살펴보도록 한다.



[그림 2] 사교육비 지출 모델 2 ('제2자녀' 고려 시)

(2) 분석결과

'2004년 고용 교육 패널조사' 자료를 이용하여, 해당 자녀('제1자녀')의 사교육비¹⁶⁾를 종속 변수로 하는 회귀분석을 실시한 결과를 정리한 것이 다음 <표5>이다. 표에서 모델1은 중고생이 1-2인인 가구 전체를 대상으로 한 결과이며, 모델2는 중고생이 2인인 가구만을 대상으로 한 결과이다.

16) 이에 대한 가구를 대상으로 한 설문 문항은 다음과 같다. "지난 학기(2003년 9월 - 2004년 2월)동안 조사대상 학생에 대해 지출한 월평균 사교육 비용은 얼마입니까?" (단위 : 만원)

<표 5> 자녀의 사교육비에 관한 분석 결과 1

변수명	모델 1 (중고생 1-2인 가구)	모델 2 (중고생 2인 가구)
GIRL	1.8792 (0.6238)	
GIRL_GIRL		0.4128 (1.3931)
GIRL_BOY		1.6628 (1.2751)
BOY_GIRL		1.0255 (1.3367)
INCOME (가구 소득)	0.0560 (0.0019)	0.0517 (0.0028)
VOCHI (실업계 재학)	-11.5591 (0.8003)	-12.0961 (1.2590)
MIDDLE (중학교 재학)	-4.5787 (0.7941)	-6.4273 (1.1175)
MAGE (어머니 연령)	8.8402 (8.9606)	11.4748 (17.5618)
MAGE_2 (제급)	-0.1736 (0.1940)	-0.2208 (0.3923)
MAGE_3 (세제급)	0.0011 (0.0014)	0.0014 (0.0029)
FEDU2 (고등학교)	1.4636 (0.9484)	1.7566 (1.4468)
FEDU3 (전문대)	3.4521 (1.7335)	3.0736 (2.5740)
FEDU4 (대학 이상)	7.2665 (1.3063)	6.6819 (1.9708)
FEDU_M (missing)	1.7323 (1.3471)	1.1876 (2.2082)
MEDU2 (고등학교)	3.3174 (0.8634)	2.8955 (1.3102)
MEDU3 (전문대)	9.6938 (2.1596)	11.7925 (3.2369)
MEDU4 (대학 이상)	10.3153 (1.5387)	9.9900 (2.2973)
MEDU_M (missing)	1.1540 (1.5369)	-2.2492 (2.4633)
INTERCEPT	-143.0426 (137.0142)	-187.3400 (260.8365)
Adj R ²	0.3145	0.2812
표본 수	5,500	2,568

주 : 괄호안은 표준오차임.

우선 가구의 소득(지난 1년간 월평균 가구소득)이 높을수록 사교육비는 유의하게 높아지고 있으며, 부모의 학력수준이 높아질수록 사교육 비용도 뚜렷이 증가하고 있다. 아버지의 학력보다는 어머니의 학력이 자녀의 사교육에 미치는 효과가 보다 큰데,¹⁷⁾ 이는 기존 연구 결과들에서도 확인되는 사항이다.¹⁸⁾ 어머니의 연령은 유의한 영향을 미치고 있지 않다. 예상했던대로 일반계 고등학교 재학생에 비해 실업계 고등학생(VOCHI)이나 중학생(MIDDLE)의 사교육비는 유의하게 적은 것으로 나타나고 있다.

모델1을 보면 이러한 요인을 통제했을 때 딸의 사교육비는 아들보다 오히려 1.9만원 가량 더 높은 것으로 나타나고 있다. 물론 이 결과는 공급측면에서 딸보다는 아들을 차별하기 때문에 나타나는 결과일 수도 있고(동일한 사교육비에 대해서도 딸에게 지불될 경우 상대적으로 효용이 덜 감소함을 의미), 수요측면에서 사교육의 성과가 아들보다는 딸이 높기 때문에 나타나는 결과일 수도 있다. 어쨌든 사교육비의 측면에 있어서 딸이 차별대우 받는다는 사실을 발견할 수는 없다.

‘제2자녀’의 성이 ‘제1자녀’의 사교육에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 분석하는 것이 모

17) FEDU_M과 MEDU_M는 각각 아버지의 학력과 어머니의 학력이 무응답인 경우를 나타낸다.

18) 미국의 경우 Butcher and Case(1994) 참조.

델2이다. 이 결과에서 우선 ‘제1자녀’가 딸일 때 ‘제2자녀’가 딸인 경우(GIRL-GIRL)와 아들인 경우(GIRL-BOY)를 비교해 보면, 사교육비의 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. ‘제1자녀’가 아들일 때 ‘제2자녀’가 딸인 경우(BOY-GIRL)와 아들인 경우(BOY-BOY, 생략)를 비교해 보더라도 이 역시 사교육비의 차이가 유의하지 않은 수준이다. 만약 딸을 차별하여 양육비를 적게 투입한다면 ‘제2자녀’로 딸을 가진 경우가 아들을 가진 경우에 비해 예산에 여유가 생기게 되고, 따라서 ‘제1자녀’에 대한 사교육비 지출이 증가할 가능성이 있다. 그러나 여기서의 분석 결과는 ‘제2자녀’가 딸이든 아들이든 ‘제1자녀’의 사교육비 지출에 차이가 나타나지 않는다는 것이고, 이는 다른 자녀(‘제1자녀’)의 사교육비에 영향을 미칠 정도의 (‘제2자녀’에 있어서) 양육비의 성별 차이가 존재하지 않음을 보여준다. 이 분석에서도 딸이 아들에 비해 양육비의 측면에 있어 차별을 받고 있다는 증거를 발견할 수 없다.

다음 <표6>은 이상의 분석을 ‘제1자녀’의 학교 종류에 따라 나누어 분석한 것이다. 표를 보면 우선 중고생 1-2인 가구 전체를 대상으로 할 때, 고등학생의 경우 딸이 아들에 비해 사교육비가 많아지는 반면 중학생의 경우 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 중고생 2인을 대상으로 한 분석에서는, 어떠한 학교 종류에서도 ‘제2자녀’의 성이 ‘제1자녀’의 사교육비에 유의한 영향을 미치지 있지 못하다. 이는 학교 종류를 세분화하더라도 그 결과가 달라지지 않음을 보여준다.

이상의 분석 결과를 보면 딸은 아들에 비해 사교육비가 더 많이 지출되고 있으며, ‘제2자녀’가 딸이어도 ‘제1자녀’의 사교육비가 유의한 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다. 이러한 사실들을 볼 때 적어도 지금의 자료로는 중·고등학교 단계의 자녀에 대해 딸을 아들에 비해 차별대우하고 있다고 볼 수 있는 증거를 발견하기 어렵다고 결론내릴 수 있다.

<표 6> 자녀의 사교육비에 관한 분석 결과 2 (학교 종류별)

변수명	일반계 고교	실업계 고교	중학교
<u><중고생 1-2인 가구></u>			
GIRL	2.6485 (1.4207)	2.5393 (0.7185)	-0.1061 (0.9066)
Adj R ²	0.2513	0.2024	0.2905
표본 수	1,899	1,756	1,845
<u><중고생 2인 가구></u>			
GIRL_GIRL	-0.6167 (3.3001)	3.2606 (1.8054)	-1.1099 (1.7370)
GIRL_BOY	1.5982 (2.9519)	2.2425 (1.6524)	0.6377 (1.6269)
BOY_GIRL	1.2195 (3.0988)	-0.9801 (1.8332)	0.9963 (1.6421)
Adj R ²	0.2056	0.2101	0.2706
표본 수	865	678	1,026

주 : 괄호안은 표준오차임.

4. 맺음말

이상의 분석을 통해 한국에서는 출산단계에서는 딸에 대한 차별이 매우 강하게 존재하고 있지만, 중고등학교 단계에서는 비용 지출의 측면에서 딸에 대한 차별을 발견하기 어렵다는 모순된 결과를 발견하였다. 후자의 사실은 출산 단계의 딸에 대한 차별이 비용의 측면 때문에 발생하는 것이 아니라, 딸보다 아들을 더 좋아하는 gender bias hypothesis 때문임을 보여주는 것이다. 그리고 이러한 출산 단계의 차별이 딸에게 더 낮은 영양 공급, 더 적은 교육 기회의 제공, 이로 인한 더 낮은 인적자본축적으로 연결되는 것이 아님을 시사해 준다. 이는 대부분의 가구에서 자녀수가 1-2인으로 매우 적다는 것과 관련을 맺고 있는 것으로 보인다.

그렇다면 양육 단계에서 차별하지 않음에도 불구하고 출산 단계에 심각한 차별이 존재하는 이유는 무엇일까? 아마도 이는 ‘대를 이어야 한다’는 단순한 관습적 사고에 기인하고 있거나, 혹은 출산 단계와 양육 과정에 존재하는 시차의 문제(10여년 후에는 출산 단계에서도 차별이 사라지게 될 가능성)일 가능성이 있다. 이 분야에 대한 좀더 많은 연구가 요구된다.

참고문헌

- 김우영(2002), 「중학교 무상의무교육 도입이 사교육비 지출에 미치는 효과」, 『노동정책연구』, 제2권 제1호.
- 남기곤·성기선(2005), 「고등학교 교육의 특성이 학업성취도에 미치는 효과」, 한국사회경제학회 2005년 하계 학술대회 발표논문.
- 이은우(2004), 「사교육비 지출의 실태와 결정요인」, SIES Working Paper Series, no. 176, 177.
- 이주호·홍성창(2001), 「학교 대 과외」, 『경제학연구』, 제49집 제1호.
- Angrist, J. D. 1990, "Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records," *American Economic Review* 80: 313-335.
- Angrist, J. D., and W. N. Evans. 1998, "Children and their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size," *American Economic Review* 88(3).
- Angrist, J. D., and A. B. Krueger. 1991, "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings." *Quarterly Journal of Economics* 106: 979-1014.
- Angrist, J. D., and A. B. Krueger. 1999, "Empirical Strategies in Labor Economics." *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A (Elsevier).
- Bedard, K., and K. Deschenes. 2003, "Sex Preferences, Marital Dissolution, and the Economic Status of Women," UCSB(University of California, Santa Barbara) Departmental Working Papers, no 6_03.
- Butcher, K. F., and A. Case. 1994, "The Effect of Sibling Composition on Women's Education and Earnings." *Quarterly Journal of Economics* 109(3).
- Dahl, G. B., and E. Moretti. 2004, "The Demand for Sons: Evidence from Divorce, Fertility, and Shotgun Marriage," *NBER Working Paper* No. 10281.

<부표 1> 자녀의 성과 출산에 관한 분석 결과(다른 자료 이용 시)

자녀수가 1인 이상인 가구		자녀수가 2인 이상인 가구		자녀수가 3인 이상인 가구	
첫 자녀의 성	자녀수가 2인 이상인 경우=1	두 자녀의 성	자녀수가 3인 이상인 경우=1	세 자녀의 성	자녀수가 4인 이상인 경우=1
<1995년 인구주택센서스>					
Girl	0.0591 (0.0034)	Girl, Girl	0.2430 (0.0035)	G, G, G	0.2184 (0.0168)
		Boy, Girl	0.0066 (0.0035)	B, B, G	-0.0141 (0.0220)
		Girl, Boy	0.0068 (0.0034)	B, G, B	-0.0128 (0.0211)
				G, B, B	-0.0115 (0.0198)
				B, G, G	0.0087 (0.0208)
				G, B, G	0.0396 (0.0209)
				G, G, B	-0.0156 (0.0158)
상수항	0.6300		0.0352		0.0327
퍼센트	9.37%		690.12%		668.88%
표본 수	78,435		51,661		4,928
<1998년 한국노동패널 1차>					
Girl	0.0795 (0.0148)	Girl, Girl	0.3624 (0.0223)	G, G, G	0.4216 (0.0591)
		Boy, Girl	0.0392 (0.0215)	B, B, G	0.0612 (0.0672)
		Girl, Boy	0.0021 (0.0212)	B, G, B	0.0800 (0.0669)
				G, B, B	0.0667 (0.0685)
				B, G, G	0.1111 (0.0658)
				G, B, G	0.1250 (0.0704)
				G, G, B	0.0491 (0.0560)
상수항	0.7347		0.1283		0.0000
퍼센트	10.82%		282.43%		
표본 수	3,232		2,491		541

주 : 괄호안은 표준오차임.