

勞 動 經 濟 論 集
第40卷 第4號, 2017. 12. pp.33~59
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

자녀출산 및 사교육비의 가구소득과의 관계분석*

송 헌 재** · 신 우 리***

본 연구에서는 Becker의 자녀 수요에 대한 경제 모형을 설명하고, 우리나라 가구의 자녀수 와 사교육비 지출행태가 이 모형에 의해 설명될 수 있는지를 살펴보았다. 재정패널 자료를 사용하여 분석한 결과, 가구소득은 자녀수와 유의한 상관관계가 없으나 자녀 1인당 사교육비는 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타나 우리나라의 저출산 현상이 가구소득이 증가하면서 자녀 질에 대한 부모의 수요가 증가한 것일 가능성을 제기할 수 있다. 가구소득뿐만 아니라 부모의 학력과 자녀의 연령이 높을수록 자녀 1인당 사교육비 지출이 높아지는 경향이 있음을 보이고 있어 부모와 자녀 사이에 교육 투자를 통한 학력과 부의 대물림 현상이 나타날 수 있음을 보인다.

주제어: 자녀 수요에 관한 경제모형, 자녀출산, 사교육비

논문 접수일: 2017년 8월 7일, 논문 수정일: 2017년 9월 21일, 논문 게재확정일: 2017년 10월 20일

* 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구이다.

(NRF-2016S1A5A2A03927965)

** (제1 저자) 서울시립대학교 경제학부 부교수 (heonjaes@uos.ac.kr)

*** (교신저자) 서울시립대학교 경제학부 대학원 (wrshin11@gmail.com)

I. 서론

경제개발 시기 산아제한 정책을 펼쳤던 우리나라의 합계출산율은 1960년 6명, 1970년 4.5명, 1980년 2.8명, 1990년 1.6명으로 급격히 줄어들었고, 1990년대부터 정책방향을 급진화하여 출산장려정책을 추진하기 시작했지만 합계출산율은 2000년 1.5명으로 여전히 감소추세이며 2010년부터 1.2명 수준을 유지하고 있다. 이러한 저출산의 원인중 하나로 양육 및 교육비용에 대한 부담을 들 수 있다. 문무경 외 (2016)의 조사에 따르면 가구소득대비 양육비용은 평균 24.8%이고, 현재 지출하고 있는 금액에 대해 부담스럽다고 느끼는 응답자는 59.7%로 나타났다.

한편 1인당 GDP의 경우 1960년 79달러, 1970년 253달러, 1980년대 1,703달러, 1990년대 6,514달러, 2000년 11,951달러, 2010년 22,083달러, 2015년 27,097달러로 급격히 증가하였다. 1인당 GDP와 합계출산율을 비교해보면 1960년대 이후로 우리나라의 경제는 크게 발전하였으나 출산율은 하락하는 추세를 보인다는 것을 알 수 있으며 이를 통해 가구의 소득이 늘어난 것 이상으로 양육 및 교육비가 상승하여 출산율이 늘어나지 않는다고 짐작해 볼 수 있다.

가구소득과 출산율간의 관계를 설명하는 이론으로 Becker의 자녀 수요에 대한 경제 모형이 있다. 이 모형에서 부모는 그들의 자녀가 자질과 역량을 갖추기를 원하며 자녀 양육비용과 부모 자신의 경제력을 감안하여 자녀의 수를 결정한다는 것으로 부모가 자녀의 수와 그들의 질을 함께 고려하여 몇 명의 자녀를 낳을지 결정한다는 것에 주목하였다. 자녀에 대한 수요는 일반적인 재화에 대한 수요와는 매우 다르다. 일반적인 재화에 대해서는 비싸고 질이 좋은 제품과 저렴하고 질이 낮은 제품을 동시에 소유하는 것이 가능하고 이러한 소비행태는 합리적인 것으로 볼 수 있다. 하지만 자녀의 경우 부모는 그들이 낳은 모든 자녀가 자질과 역량을 갖추기를 바란다. 예를 들어 한 명의 자녀를 두고 있는 가구를 생각해 보자. 이 가구의 소득이 증가하면 부모는 늘어난 소득으로 둘째 자녀를 가질지 또는 첫째 자녀에 대한 교육투자를 늘려 더욱 뛰어난 자질을 갖추도록 할 것인지를 고민할 수 있다. 둘째 자녀를 가질 경우 부모는 첫째와 둘째 모두 충분한 역량을 갖추 수 있도록 투자해야 하므로 자녀 수에 대한 가격은 높아진다.

반면 자녀의 수가 줄어들면 가구의 모든 자녀가 자질을 갖추기 위해 투입되는 총비용은 감소한다. 이로 인해 부모는 자녀의 수를 늘리지 않고 기존 자녀의 질을 높이기 위한 투자에 집중하게 된다. 이러한 선택이 소득의 증가에도 불구하고 출산율이 낮은 원인이 된다.

본 연구에서는 가구소득과 자녀 수, 자녀의 1인당 사교육비 사이의 관계를 살펴봄으로써 Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형이 우리나라의 낮은 출산율을 설명할 수 있는지 실증분석 하였다. Becker의 모형을 적용할 수 있다면 우리나라의 저출산 현상은 가구소득이 증가하면서 자녀 질에 대한 부모의 수요가 늘어났기 때문이라고 볼 수 있다. 또한 정부가 출산율을 높이기 위해 가구소득을 높이는 출산장려정책을 시행한다면 그 정책의 효과는 미미하거나 없을 수 있음을 시사한다.

이에 더하여 Becker의 주장대로 가구소득의 증가가 자녀 수보다 자녀 질에 대한 투자를 늘리는 작용을 한다면 소득이 높은 가구일수록 소수의 자녀에게 높은 수준의 교육투자를 함으로써 우수한 역량을 갖춘 자녀를 양성하게 되고, 소득이 높은 가구에서 많은 교육투자를 받은 자녀가 높은 수준의 소득을 얻게 되는 부의 대물림 현상이 나타날 수 있다. 이러한 부의 대물림은 누진세 제도와 사회보장제도 같은 재분배 정책의 장기적 효과를 상쇄시킬 수 있다. 부모세대에 대한 재분배 정책을 통해 소득 및 부의 불평등을 일정부분 낮춘다 하더라도 부모세대가 자녀의 교육에 투자하는 정도의 차이로 인해 자녀세대에서는 소득 및 부의 불평등이 다시 심화될 수도 있기 때문이다. 그러므로 본 연구의 결과가 Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형이 우리나라에 적용된다는 것을 뒷받침한다면 학력과 부의 대물림 구조로 인해 세대가 진행될수록 부의 불평등이 심화될 수 있다는 것을 함의한다. 본 연구는 이러한 구조가 있음을 실증적으로 검증하고 향후 이러한 문제를 해결하기 위한 방안이 필요하다는 것을 말하고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 구성되어 있다. 제 II장에서는 Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형을 살펴보고 Becker의 모형을 실증분석한 선행연구를 소개한다. 제 III장에서는 분석에 사용되는 자료와 분석방법을 소개한다. 제 IV장에서는 가구소득이 자녀 수와 자녀 1인당 사교육비에 미친 영향을 분석한 결과를 설명하고, 마지막으로 제 V장에서는 연구결과를 종합하며 결론을 맺는다.

II. 자녀 수요에 대한 경제모형과 선행연구

1. 자녀 수요에 대한 경제모형

가. 모형설명

Becker and Lewis (1973)에서는 가구의 효용극대화 과정에서 자녀의 수와 자녀 질을 고려하는 자녀의 수와 질의 대체관계(trade-off between child quantity and quality) 모형을 제시하였다. 이 모형을 소개하면 다음과 같다.

부모의 효용함수가 다음과 같이 자녀 수(n), 각각의 자녀의 평균적인 질(q), 자녀 이외에 부부가 소비하는 상품(Z)으로 구성된다고 생각해보자.

$$U = U(n, q, Z) \quad (1)$$

자녀에 대한 수요는 자녀 1인당 고정비용(p_n)을 고려하여 설명할 수 있다. 고정비용은 임신과 출산 및 자녀 양육 기간에 발생하는 시간의 기회비용과 직접적인 지출비용, 임신으로 인한 불편함과 출산에 따른 위험 등을 포함할 수 있다. 이에 더하여 임신과 출산에 따른 정부 보조금, 임신과 출산을 피하기 위해 지출하는 비용 등도 순비용(net cost)을 계산하는 데 적용된다. 또한 p_q 를 자녀 수와 무관하게 발생하는 자녀 질(q)에 대한 지출비용(고정비용)이라고 정의하자. 이는 자녀들이 중복해서 소비할 수 있는 항목(예를 들어, 형제들 간에 물려 입는 옷 등)에 대한 가격을 의미한다. 그리고 질(q)을 높이기 위한 비용(p_c)이 일정하지 않고 q 에 의존하는 가변비용도 존재한다고 가정하자.

그렇다면 이 때 부모의 예산식을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$p_n n + p_q q + p_c(q) q n + p_z Z = I \quad (2)$$

즉, n 명의 자녀를 낳아서 모든 자녀의 질을 q 만큼 만들기 위해서 (i) 자녀 질과 무관하게 발생하는 자녀 수에 따른 비용($p_n n$)과 (ii) 자녀 수와 무관하게 발생하는 자녀

질에 대한 비용($p_q q$), (iii) 모든 자녀 질을 유지하기 위해 발생하는 가변비용($p_c(q)qn$)의 합과 (iv) 그밖에 상품소비에 필요한 지출($p_z Z$)이 부모의 소득(I)과 일치해야 한다.

효용극대화 문제를 풀면 n 과 q 에 대한 다음의 균형조건이 성립한다). 아래 식에서 π_n 과 π_q 는 자녀 수와 질에 대한 잠재가격(shadow price)을 의미한다.

$$MU_n = \lambda(p_n + p_c q) = \lambda p_c q(1 + r_n) = \lambda \pi_n \tag{3}$$

$$MU_q = \lambda \left(p_q + p_c n + \frac{\partial p_c}{\partial q} n q \right) = \lambda p_c n(1 + r_q + \epsilon_{pq}) = \lambda \pi_q$$

효용극대화 균형조건은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\frac{MU_n}{MU_q} = \frac{\pi_n}{\pi_q} = \frac{q}{n} \frac{(1 + r_n)}{(1 + r_q + \epsilon_{pq})} \tag{4}$$

자녀 수(n)와 자녀 질(q)의 잠재가격의 비율은 (q/n)와 더불어 고정비용대비 가변비용의 비율과 자녀 질(q)의 한계가변비용을 평균가변비용으로 나눈 값에 의존한다. 만일 정부의 자녀보조금이 줄어들거나 피임을 위한 비용이 줄어들어 자녀 수(n)의 고정비용이 증가한다면(r_n 의 상승) 자녀 수(n)로부터 자녀 질(q)과 부부의 상품소비(Z)로의 대체가 발생할 것이다. 왜냐하면 자녀 수에 대한 가격(π_n)이 상대적으로 자녀 질에 대한 가격(π_q)과 부부의 상품소비가격(p_z)보다 비싸졌기 때문이다.

- 1) $r_n = \frac{p_n}{p_c q}$ 은 자녀 수(n)에 대한 고정비용을 가변비용으로 나눈 값이고, $r_q = \frac{p_q}{p_c n}$ 은 질(q)에 대한 고정비용을 가변비용으로 나눈 값이다. 자녀 수(n)에 대한 고정비용이 증가하면 r_n 이 증가하고 자녀 질(q)에 대한 고정비용이 증가하면 r_q 가 증가한다. $(1 + \epsilon_{pq}) = \left(\frac{p_c n + (\partial p_c / \partial q) n q}{p_c n} \right)$ 는 질(q)의 평균가변비용 $\left(\frac{p_c q n}{q} = p_c n \right)$ 으로 한계가변비용 $\left(\frac{d p_c n q}{d q} = p_c n + \frac{\partial p_c}{\partial q} n q \right)$ 을 나눈 값이다. 만일 자녀 질(q)을 높이는 한계가변비용이 높아진다면 (예를 들어 사교육비의 증가) 이는 자녀의 인적투자 수익률이 낮아지는 것을 의미한다.
- 2) 피임을 위한 비용이 감소하면 출산에 대한 조절이 가능해져 여성의 경제활동참가 확률을 높일 수 있기 때문에 취업확률까지 고려한 여성근로자의 기대임금소득이 증가하게 된다. 따라서 출산 조절에 실패하여 자녀를 낳게 될 경우 기회비용이 높아지기 때문에 이로 인해 자녀 수의 고정비용이 증가한다고 해석할 수 있다.

이처럼 자녀 수(n)와 자녀 질(q)의 상호작용은 자녀 질(q)에 대한 수요의 증가가 자녀 수의 가격(π_n)을 더욱 증가시키고 자녀 수(n)의 감소는 자녀 질에 대한 가격(π_q)을 더욱 감소시키며 결과적으로 자녀 수(n)으로부터 자녀 질(q)로 더 많은 대체가 일어날 것을 예측한다. 즉, 자녀 수(n)의 고정비용 증가가 크지 않은 수준이고 자녀 수(n)와 자녀 질(q)의 대체관계가 높지 않을 지라도 자녀 수(n)의 감소와 자녀 질(q) 증가의 정도는 상당히 크게 발생할 수 있다.

마찬가지 논리로 자녀 수와 무관하게 발생하는 자녀 질(q)에 대한 지출비용(p_q)이 줄어드는 경우를 생각해보자. 예를 들어, 정부에서 아이 낳아 키우기 좋은 환경을 만들어 준다는 명목으로 동네의 놀이터를 첨단 기술을 들여 새로 설치했다고 가정하자. 부모들이 이 놀이터를 무료로 이용할 수 있고 이로부터 자녀들의 체력이 좋아진다고 하면 p_q 가 하락했다고 간주할 수 있다. 이 경우 효용극대화 균형식에서 r_q 의 하락을 가져와 자녀 질에 대한 잠재가격(π_q)이 하락하고 결과적으로 자녀 질(q)에 대한 수요가 증가한다. 자녀 질(q)에 대한 수요가 증가하면 자녀를 한명 더 가질 때 드는 총비용이 크게 증가하므로 자녀 수(n)와 자녀 질(q)의 상호작용은 자녀 수의 잠재가격(π_n)을 더욱 증가시키고 자녀 수(n)의 감소는 자녀 질의 잠재가격(π_q)을 더욱 감소시키며 자녀 수(n)로부터 자녀 질(q)로의 대체를 촉발시킨다.

그러므로 자녀 수(n)와 자녀 질(q)의 상호작용이 강하게 나타난다면 자녀 수에 대한 고정비용(p_n)이 약간 증가하거나 혹은 (자녀 질(q)의 평균가변비용 대비 한계가변비용 ($1+\epsilon_{pq}$)의 감소로 인하여) 인적자본 투자수익률의 증가가 기대된다면 자녀 수(n)의 초기 잠재가격(π_n)의 증가는 자녀 수(n)에 대한 수요를 감소시키고 대신 자녀 질(q)에 대한 수요를 크게 증가시킨다. 이는 자녀 수(n)의 작은 외생적 감소가 자녀 질(q)에 대한 큰 증가를 초래할 수 있다는 것이다.

또한 Becker는 이 모형이 <표 1>에서 볼 수 있듯 많은 나라에서 출산율이 짧은 기간 동안 급격하게 감소하고 교육수준은 크게 증가하는 이유를 가장 설득력 있게 설명할 수 있다고 주장한다.³⁾ 예를 들어 대만에서 출산율이 51%만큼 감소하는 동안 25~34세 연령의 고졸자는 100% 증가한 것에 대한 설명이 가능하다는 것이다.

3) 이 표의 내용은 해당 시기에 태어난 개인들의 출산율과 그들의 교육수준에 대한 설명이 아니라 여러 국가에서 짧은 기간 동안 출산율이 급격히 감소하고 교육수준은 크게 증가하는 현상이 동 시기에 이루어졌다는 추이를 대략적으로 보이고 있다.

〈표 1〉 나라와 기간별 출산율과 교육수준의 변화

(단위: %)

나라와 기간	출산율의 변화	교육수준의 변화
미국, 1920-1930	-24 ¹⁾	+81 ⁴⁾
미국, 1960-1972	-38 ¹⁾	+33 ⁵⁾
일본, 1950-1960	-45 ²⁾	+37 ⁶⁾
대만, 1960-1975	-51 ²⁾	+100 ⁷⁾
영국, 1871-1900	-26 ³⁾	+21 ⁸⁾

- 주: 1) 15-44세 여성의 출산율(Birth Rate).
 2) 15-49세 여성의 합계출산율(Total Fertility Rate).
 3) 영국과 웨일즈의 1871-1901년 통계이며, 15-44세 여성의 출산율(Birth Rate).
 4) 중등학교에 재학중인 14-17세 연령층.
 5) 고등학교를 졸업한 25-34세 연령층.
 6) 고등학교(현재도)나 중학교(구제도)를 졸업한 25-34세 연령층 ;
 7) 고등학교를 졸업한 25-34세 연령층.
 8) 문자해독이 가능한 성인남자.

자료: Becker, Gary. S. (1993), p.106, p.109.

소득이 자녀 수와 자녀 질에 미치는 효과를 보다 명시적으로 살펴보기 위해서 Becker and Lewis (1973)를 확장한 Becker and Tomes (1976)의 내용을 살펴보자. 모든 개인은 두 세대를 산다고 가정하면 자녀 수요모형은 다음과 같이 변형시킬 수 있다. 먼저 첫 번째 세대에는 자녀로서 살아가는데 이때는 부모가 자녀의 생산성을 높이기 위해 투자하는 시기이고, 두 번째 세대에는 성인으로 살아가는 데 이때는 소득활동을 하고 소비하며 자신의 자녀를 위해 투자하는 시기라고 가정해보자.

부모의 효용은 자신을 위한 소비와 그들 자녀의 질에 의존하는데 이때 자녀 질은 자녀가 성인이 되었을 때의 자본(capital)⁴⁾으로 측정된다고 하자. 성인시기의 자녀의 자본은 앞서 자녀 질의 척도로 사용되었던 자녀에 대한 지출과는 다르다. 왜냐하면 어떤 지출은 자녀의 자본을 축적하기보다 자녀의 소비에 직접 사용되기 때문이다. 또한 자녀의 자본은 부모의 지출뿐만 아니라 부분적으로는 자녀의 타고난 재능 혹은 다른 요인에 의해서도 결정되기 때문이다.

4) 자본(capital)은 소득흐름을 창출하는 부(wealth) 또는 자산(asset)으로 이해할 수 있다.

한 명의 자녀만을 가진 부모의 효용함수는 다음과 같다.

$$U_t = U(Z_t, I_{t+1}) \quad (5)$$

여기서 Z_t 는 앞서 설명한대로 부모 자신의 소비이고 I_{t+1} 은 다음 세대에서 그들 자녀 성인시기의 재산이다. 자녀 수와 자녀 질의 상호작용은 부모가 오직 한 명의 자녀만 갖는다고 가정하여 잠정적으로 무시하자. 부모는 t 시기에 자신의 재산 I_t 를 자신의 소비를 위해 사용하든지 혹은 자녀를 위해 투자할 수 있다. 자녀에 대한 투자를 y_t 라 하고 π_t 를 자녀의 투자를 위해 포기한 y_t 단위당 부모 소비의 가치라고 한다면 부모의 예산제약식은 다음과 같다.

$$Z_t + \pi_t y_t = I_t \quad (6)$$

만일 $t+1$ 세대에서 자본 단위당 가치가 w_{t+1} 라고 하면 t 세대의 투자수익률은 다음의 식으로 결정된다. 아래 식에서 r_t 는 약 20년 이상의 시간을 포함하는 각 세대의 수익률을 의미한다.

$$\pi_t y_t = \frac{w_{t+1} y_t}{1 + r_t} \quad (7)$$

자녀가 성인이 되었을 때 자본의 가치는 부모가 자녀에게 투자한 지출(y_t), 자녀의 타고난 재능(e_{t+1}), 그리고 시장에서의 운(u_{t+1})으로 인한 자본 이득의 합으로 구성된다. 자녀의 자본은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$I_{t+1} = w_{t+1} y_t + w_{t+1} e_{t+1} + w_{t+1} u_{t+1} \quad (8)$$

자본은 항상 소득의 흐름으로 전환될 수 있으므로 Z_t 와 I_t 는 한 세대 내에서 소비와 소득의 고정된 흐름으로 간주하고 분석을 진행해도 무방하다. 이제 식 (7)과 (8)를 (6)에 대입하면 예산제약식을 다음의 식 (9)와 같이 표현할 수 있다. 아래 식을 살펴보면,

부모의 소비와 자녀의 소득은 부모의 소득뿐만 아니라 자녀의 타고난 재능과 운의 할인가치에 의해 결정된다는 것을 알 수 있다. 예산제약식의 우변을 가족소득(S_t)이라고 정의하자.

$$Z_t + \frac{I_{t+1}}{1+r_t} = I_t + \frac{w_{t+1}e_{t+1}}{1+r_t} + \frac{w_{t+1}u_{t+1}}{1+r_t} \equiv S_t \quad (9)$$

이제 소득수준이 다른 여러 명의 자녀를 둔 부모의 경우를 생각해보자. n 명의 자녀들이 성인이 되었을 때 소득에 차이가 존재하는 경우 부모의 효용함수는 다음과 같이 정의된다.

$$U_t = U(Z_t, I_{t+1}^1, I_{t+1}^2, \dots, I_{t+1}^n) \quad (10)$$

위 식에서 I_{t+1}^i 는 i 번째 자녀의 성인 소득을 의미한다. 자녀 수가 일정하다고 할 때 i 번째 자녀의 성인 소득과 j 번째 자녀의 성인 소득간의 한계대체율과 이들 자녀의 성인 소득 사이에는 다음의 관계가 성립한다.

$$\frac{MU_{I_{t+1}^i}}{MU_{I_{t+1}^j}} > 1 \Leftrightarrow I_{t+1}^i < I_{t+1}^j \quad (11)$$

효용극대화를 추구하는 부모는 자녀의 성별, 출생순서와 같은 자녀의 특성과 상관없이 성인 소득이 낮은 자녀의 소득이 더 높아지는 것을 선호한다. 즉, 모든 자녀의 성인 소득이 동일할 때 효용극대화 균형조건이 달성되기 때문이다. 결과적으로는 모든 자녀가 동일한 소득을 가지기 때문에 부모의 최적효용은 다음과 같이 결정된다.

$$U_t^* = U(Z_t^*, I_{t+1}^{*1}, I_{t+1}^{*2}, \dots, I_{t+1}^{*n_t}) = U(Z_t^*, I_{t+1}^*, I_{t+1}^*, \dots, I_{t+1}^*) \quad (12)$$

그렇다면 부모는 Z_t^* , I_{t+1}^* , n_t^* 에 의존하는 다음의 간접효용함수를 극대화한다고 말할 수 있다.

$$U_t = U(Z_t, I_{t+1}, n_t) \quad (13)$$

n 명의 자녀를 가진 부모가 느끼는 예산제약식은 다음과 같다. 여기서도 예산제약식의 우변은 가족소득(S_t)으로 정의한다.

$$Z_t + \frac{n_t I_{t+1}}{1+r_t} = I_t + \frac{n_t w_{t+1} e_{t+1}}{1+r_t} + \frac{n_t w_{t+1} u_{t+1}}{1+r_t} \equiv S_t \quad (14)$$

위 식에서 y_t 는 각 자녀에 대한 투자지출을 의미한다. 식 (13)의 효용함수를 가족소득의 제약 하에 극대화하면 균형조건은 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial U_t}{\partial Z_t} &= \lambda = \lambda \pi_z & (15) \\ \frac{\partial U_t}{\partial n_t} &= \lambda \left[\frac{I_{t+1} - w_{t+1}(e_{t+1} + u_{t+1})}{1+r_t} \right] = \frac{\lambda w_{t+1} y_t}{1+r_t} = \lambda \pi_n \\ \frac{\partial U_t}{\partial I_{t+1}} &= \frac{\lambda n_t}{1+r_t} = \lambda \pi_I \end{aligned}$$

여기서도 위 식 (15)에서부터 자녀 질(I_{t+1})에 대한 잠재가격(π_I)은 자녀 수(n_t)에 비례하여 의존함을 알 수 있다. 그러나 자녀 수(n_t)에 대한 잠재가격은 자녀 질(I_{t+1})에 비례하지 않고 각 자녀에게 투자된 지출(y_t)에 비례한다.

이제 자녀 질과 자녀 수의 소득탄력성이 같고 자녀 질의 잠재가격과 자녀 수의 잠재가격이 가족소득(S_t)의 증가에 상대적인 영향을 받지 않는다면 가족소득이 증가할 때 자녀 질과 자녀 수는 동일한 비율로 증가한다. 예를 들어 자녀 수와 자녀 질이 모두 50% 증가한다고 생각해보자. 그렇지만 이 경우 자녀 질($I_{t+1} = w_{t+1} y_t + w_{t+1} e_{t+1} + w_{t+1} u_{t+1}$)의 증가는 오직 자녀에게 투자한 지출(y_t)을 증가시키는 방법만으로 이루어지기 때문에 자녀에 대한 지출은 50%보다 더 높은 비율로 증가해야 한다. 그러므로 자녀 질과 자녀 수가 소득의 변화에 동일하게 반응한다고 가정하더라도 소득에 대한 y_t 의 민감도가 자녀 수의 민감도보다 더 크게 작용한다. 계

다가 자녀 수 대비 자녀를 위한 투자지출의 상대적 증가는 자녀 질의 잠재가격 대비 자녀 수의 잠재가격을 증가시켜 자녀 수를 자녀를 위한 투자지출로 대체하도록 유도한다. 그러므로 실제로는 자녀 질과 자녀 수의 소득탄력성이 같다고 할지라도 결국에는 자녀 질의 증가가 자녀 수의 증가를 초과하는 양상이 나타난다. 즉, 자녀 수에 대한 소득탄력성이 충분히 큰 양의 값을 갖는다고 할지라도 양과 질의 상호작용에 더불어 자녀 질(I_{t+1})과 자녀에게 투자한 지출(y_t)의 구분으로 인해 실제로 관찰된 자녀 수에 대한 소득탄력성은 음이 될 수도 있다. 다시 말하면 가족소득이 증가함에도 불구하고 자녀 수가 줄어드는 것이 가능하다.

나. 양과 질 상호작용의 실증적 시사점

자녀 수와 자녀 질에 대한 상호작용으로 인해 가족계획 프로그램의 실행은 이것이 시발점이 되어 자녀 질에 대한 수요를 증가시키고, 이는 자녀 수에 대한 비용을 증가시켜 결과적으로 출산에 대한 수요가 더욱 줄어들게 된다. 즉, 가족계획 프로그램이 출산의 전체적 감소에 기여하기는 하지만 이러한 프로그램이 자녀 질에 대한 수요증가를 유도하고 이를 통해 자녀 수에 대한 수요의 감소가 전체 출산감소의 절반 이상을 설명해 준다.

Becker(1993)에 따르면 지난 150년에 걸쳐 유태인은 자녀의 인적자본에 더 많이 투자해왔고 최근 수십 년간 더 높은 소득을 벌었던 사실은 잘 알려진 반면 이들 자녀 수가 적은 편이라는 사실은 잘 알려져 있지 않다. 19세기 초 유태인의 출산율은 평균 출산율보다 47% 낮았다. 유태인 가족의 자녀에 대한 높은 교육열과 낮은 출산율은 자녀의 교육, 건강 등의 인적자본 투자의 한계수익률이 높았기 때문이다. 즉, 인적자본 투자 한계수익률의 향상이 $(1 + \epsilon_{pq})$ 을 낮추어주고, 이는 결과적으로 자녀의 양에 비하여 질의 가격을 낮추어 주는 작용을 했기 때문으로 설명할 수 있다. 이와 반면에 흑인들은 인적자본 투자수익률이 백인들에 비하여 낮았기 때문에 인적자본에 적게 투자해 왔다. 양과 질의 상호작용에 의하면 흑인들의 높은 출산율은 빈약한 투자기회에 대한 반응이라고 볼 수 있다. 최근에는 흑인들에게 과거보다 더 많은 기회가 부여되었고, 이러한 결과 출산율의 감소를 경험하였다.

경제가 발전하면 소득이 증가할 뿐만 아니라 교육과 인적자본에 대한 투자수익률이 증가한다. 그러므로 국가의 경제적 발전은 출산율과 자녀 질에 대한 수요에도 영향을

미친다. 소득의 증가가 질에 대한 높은 수익률을 수반한다면 소득증가는 출산율을 크게 감소시킬 수 있을 것이다. 결과적으로 경제발전은 출산율에 대한 소득의 수요탄력성이 양의 값을 갖는다고 하더라도 양과 질의 상호작용으로 인해 출산율에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이처럼 경제발전과 인적자본 투자수익률 사이의 관계는 선진국에서 부유한 가족이 더 적은 수의 자녀를 가질 수 있음을 시사한다.

2. 선행연구

Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형을 실증분석한 연구는 대체로 자녀 수가 자녀 질에 미치는 영향을 중심으로 꾸준히 진행되고 있다. 자녀의 수가 자녀 질에 미치는 영향에 대한 분석으로 Hanushek(1992)은 OLS방법을 사용하여 자녀 수가 자녀의 교육성과에 부정적인 영향을 미친다는 결론을 얻었다. 하지만 자녀 질에 대한 선호가 강한 부모는 자녀를 적게 갖고 자녀의 교육에 많은 투자를 하는 경향이 있으므로 OLS방법을 사용할 경우 편의(bias)가 발생할 수 있음을 고려하여 자녀 수에 내생성(endogeneity)을 통제하는 분석이 진행되었다. Rosenzweig and Wolpin(1980)과 Li and Zhang(2007)은 쌍둥이 출산여부를 도구변수로 사용한 결과 자녀 수의 증가가 자녀의 교육에 부정적인 영향을 준다고 하였다. 또한 자녀들의 성별 구성을 도구변수로 사용한 Baez(2008)도 같은 결과를 보이고 있다. 하지만 Guo and VanWey(1999), Black et al(2005), Angrist et al(2005)의 연구에서는 도구변수를 사용한 분석에서 자녀 수가 자녀의 교육에 별다른 영향이 없음을 보여주고 있다.

한편 소득 또는 순자산의 변동이 가구의 출산 결정에 미치는 영향에 대해서도 최근까지 활발한 연구가 이루어졌다. Lindo(2010)는 소득과 출산율의 관계를 남편의 이직으로 인해 평생소득에 외부적인 큰 변화가 생겼을 때 여성들의 출산율의 변화를 분석하여 추정하였다. 분석결과, 출산율이 소득과 양의 관계에 있는 것을 보여주었다. Del Bono et al.(2012)은 공장의 폐쇄로 인해 실직을 경험하는 여성과 실업에 영향을 받지 않은 여성의 출산율을 비교하였다. 분석결과 실직은 평균 출산율을 감소시키는 결과를 보였다. Black et al.(2013)은 백인 부부를 대상으로 자녀가 정상재인지를 분석하였다. 분석결과 유사한 거주지역과 교육수준을 가진 여성들의 완결출산율이 남편의 수입과 양의 관계에 있는 것으로 나타나 자녀는 정상재인 것으로 볼 수 있다고 하였다. Lovenheim and Mumford(2013)는 주택 가격이 변화함으로 인해 부(wealth)가 달라지면서

가구의 출산율이 어떻게 달라지는지 추정하였다. 분석결과 주택가격이 10만달러 증가하면 자녀를 가질 확률이 16~18% 증가한다는 결과를 보였다.

우리나라의 경우 대부분의 아시아국가에 존재하는 남아선호를 고려하여 첫째 자녀의 성별을 도구변수로 사용한 연구들이 있다. Lee(2008)는 자녀 수가 증가함에 따라 자녀 1인당 교육투자액⁵⁾이 감소한다는 결과를 보였다. Kang(2011)과 강창희·현보훈(2012)은 첫째 자녀의 성별뿐 아니라 분석대상인 둘째 자녀의 성별도 구분하여 분석하였고 그 결과 자녀 수는 둘째 자녀가 딸인 경우에 대해서는 부정적인 영향을 미치지만, 둘째 자녀가 아들인 경우에는 부정적인 효과가 있다는 근거가 부족하다고 하였다. 전현배·정유선(2009)의 연구도 첫째 자녀의 성별을 도구변수로 사용하여 자녀의 수가 자녀의 교육수준에 유의한 영향을 미치지 않는다고 하였다.

한편 가구소득이 자녀에 대한 교육비에 미치는 영향에 대한 분석도 꾸준히 수행되었다. 이은우(2004), 양정호(2005), 안종범·전승훈(2008)은 한국노동패널 자료를 사용하여 자녀 1인당 사교육비 지출모형을 분석한 결과 가구소득이 증가할수록 자녀 1인당 사교육비 지출은 증가한다고 밝혔다. 2007년 사교육비 실태조사 자료를 사용한 성낙일·홍성우(2008)의 연구에서도 가구의 소득수준이 높을수록 자녀 1인당 사교육비 지출이 증가한다는 것을 보였으며, 강성호·임병인(2012)의 연구에서는 가구의 경상소득이 증가할수록 가구가 지출하는 총사교육비에 대한 부담을 느낄 확률⁶⁾은 높아지는 것으로 나타났다.

Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형에서는 자녀의 수와 질의 밀접한 상호관계로 인해 부모는 가구소득이 증가하여도 자녀 수를 늘리지 않고 기존 자녀 질을 높이기 위한 투자에 집중하는 선택을 하며 이로 인해 가구소득이 증가함에도 불구하고 출산율이 낮은 원인이 된다고 설명한다. 그러나 지금까지 수행된 국내·외 선행연구에서는 가구소득이 자녀 수와 질에 미치는 영향보다 자녀의 수와 질의 대체관계를 확인하는 연구가 주를 이루었다. 그리고 해외에서는 가구소득이 출산율에 미치는 영향, 국내에서는 가구소득이 자녀에 대한 교육투자에 미치는 영향을 분석하는 연구가 꾸준히 진행되고 있지만 가구소득, 자녀의 수와 질 사이의 구조를 분석한 연구는 찾아보기 어렵다. 그래서 본 연구에서는 가구소득과 자녀 수, 자녀의 1인당 사교육비의 관계를 함께 분석함으로써

5) Lee(2008)는 수업료, 교과서와 학용품, 사교육비를 포함하는 총 교육비지출을 종속변수로 분석하였다.

6) 사교육비가 총교육비에서 차지하는 비율이 일정부분 이상으로 나타나면 사교육비 부담을 느끼는 가구로 설정하고 logit분석을 하였다.

Becker의 모형에 대한 종합적 실증분석을 수행하였다는 점에서 기존의 선행연구와 차별성을 갖는다.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석자료

본 연구에서는 한국조세재정연구원에서 구축하여 제공하는 재정패널 자료를 사용하였다. 현행 국세청 자료는 연구목적으로 활용하는 것이 불가능하며 가구 단위의 조세·지출·복지에 관한 포괄적 데이터도 부족한 상황이다. 이에 한국조세재정연구원은 조세 정책과 복지정책이 국가와 가계에 미치는 영향 및 조세에 대한 부담과 복지 수혜자의 연계성을 분석하고 조세 모의실험 운용을 위한 데이터베이스를 만들기 위해 2008년부터 재정패널 데이터를 구축하였다.

재정패널 조사의 설문구조를 살펴보면 가구주를 대상으로 하는 가구조사와 가구원으로 인정된 개인을 대상으로 하는 가구원조사로 나뉜다. 조사대상 가구는 제주도·도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 2008년 구축된 가구인 5,014가구와 2009년에 구축된 가구인 추가표본 620가구, 2009년 이후 분가하여 1차 년도 이후부터 신규로 발생한 분가가구이다.

재정패널 가구조사의 조사항목은 크게 가구원의 인적현황 및 경제활동 상황, 주택 및 자동차 보유 현황, 가계지출현황, 이전지출 및 이전소득, 복지현황, 자산 및 부채현황으로 구성되어있다. 가구원조사의 조사항목은 경제활동상태, 소득 및 연금보험 지출 현황, 연간 소득, 신용카드 및 현금영수증, 소득세 납부유형과 소득공제현황으로 구성되어 있다. 또한 재정패널에서는 가구의 교육비도 조사항목에 포함되어 있어 가구원별로 연간 공교육비와 사교육비에 지출된 금액을 조사한다. 공교육비에는 수업료(등록금, 정규수업료, 교과서비, 방과후학교), 급식비 그리고 교복비 및 교과서의 보충교재와 같은 기타 항목이 포함되어 있고 사교육비에는 학원비나 과외비, 학습지에 지출된 금액을 종합하여 기재하도록 하고 있다. 이렇듯 재정패널은 가구와 가구원의 특성에 대한 많은 정보와 함께 자녀에 대한 교육투자를 대변하는 사교육비 지출금액(을 포함하고

있어 본 연구의 분석을 수행하기에 적합한 자료이다.

본 연구는 재정패널 1~7차 년도까지의 자료에서 만 18세 이하의 자녀만 있는 가구를 대상으로 분석하였고, 추정에 포함된 자녀 1인당 사교육비와 가구소득, 가구 순자산은 2015년을 100으로 하는 통계청의 소비자물가지수를 사용하여 보정된 값을 사용하였다.

2. 분석방법

가. 가구의 자녀 수 추정모형

본 연구의 자녀 수 추정모형에는 Poisson 회귀모형을 사용하였다. Poisson 회귀모형은 회귀식의 종속변수 y 가 정수를 갖는 경우 조건부 기대치 $E(y|X)$ 를 직접 추정하는데 적절하다⁸⁾⁹⁾. Poisson 회귀모형은 설명변수 X 가 주어져 있을 때 종속변수 y 가 Poisson 분포를 따른다고 가정한다. Poisson 가정아래에서 $y|X$ 의 확률밀도함수(density function)는 다음과 같다.

$$f(y|X) = \exp[-\mu(X)][\mu(X)]^y/y!, \quad y = 0, 1, \dots \quad (16)$$

위 식에서 $\mu(X)$ 는 조건부 기대치 $E(y|X)$ 를 의미하고 조건부 기대치가 $m(X, \beta)$ 의 형태를 갖는다고 가정하는 모수적 추정에서는 $m(X, \beta) = \exp(X\beta)$ 를 적용하는 것이 일반적이다. Poisson 회귀모형의 추정계수 β 는 Maximum likelihood Estimation 추정방법을 적용하여 추정할 수 있다.

본 연구에서는 패널자료를 활용하므로 Pooled poisson 모형을 사용할 수 있다. 이때 조건부 기대치 $E(y_t|X_t)$ 는 $m(X_t, \beta_0)$ 의 형태를 갖는다고 가정한다. Pooled poisson

7) 강창희·현보훈(2012)의 연구에서는 우리나라는 고교평준화제도가 대부분의 지역에서 시행되고 있고 일부 특수목적학교와 자율형 사립학교를 제외하면 사립학교와 국공립학교의 학비는 크게 차이 나지 않기 때문에 사교육비 지출액이 자녀에 대한 교육투자를 잘 반영하는 변수라고 설명하였다.

8) Poisson 회귀모형에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2002)를 참조하길 바란다.

9) 본 연구는 종속변수인 자녀 수가 분석기간 동안 변화한 표본수의 비중이 3.8%로 매우 적어서 패널 고정효과 모형을 적용하기 어렵다고 판단하여 횡단면으로 자료를 통합(pooling)하여 사용함으로써 추정의 효율성을 높이는 방식을 취하였다. Poisson 모형의 경우 고정효과 모형을 적용하면 전체 가구 중에 분석기간 중 자녀 수에 변화가 있었던 극소수의 표본만으로 모형을 식별하게 되어 표본의 대표성 문제를 고민하지 않을 수 없다.

모형의 quasi-log likelihood 추정식은 다음과 같다. 추정계수 β_0 는 아래의 추정식에서

$\sum_{i=1}^N \ell_i(\beta)$ 을 최대화 시켜주는 값이다.

$$\ell_i(\beta) = \sum_{t=1}^T \{y_{it} \log[m(X_{it}, \beta)] - m(X_{it}, \beta)\} \equiv \sum_{t=1}^T \ell_{it}(\beta) \quad (17)$$

단, 가구소득과 자녀 수간에 내생성 문제가 존재할 수 있기 때문에 본 연구에서는 Poisson 회귀모형에 도구변수 방법을 준용하였다. 가구소득에 대한 도구변수로는 경조사비 지출을 사용하여 1단계 추정식¹⁰⁾에서 가구소득의 예측치를 구하고 그 가구소득의 예측치를 Poisson 회귀모형에 적용하여 분석하였다. 2단계 추정에서 표준오차는 Bootstrap 방법을 적용하여 수정하였다¹¹⁾.

본 연구에서 사용한 도구변수인 경조사비 지출의 경우 가구원이 아닌 타인에게 지출되는 경우가 많으므로 가구 입장에서 외생적으로 발생하는 지출이며, 사전적으로 결정되기 어려운 측면이 있다. 따라서 경조사비 지출의 경우 자녀의 출산과 직접적인 관련이 없다고 간주하였다. 그러나 경조사비 지출을 도구변수로 사용하는데 있어 한계점 또한 존재한다. 경조사비 지출은 상호부조적인 측면이 있기 때문에 예를 들어 자녀의 돌잔치를 한 어떤 가구에서 그들 자녀의 돌잔치에 참여한 다른 가구의 돌잔치에 경조사비를 지출하게 되는 가능성을 생각해볼 수 있다. 이러한 점에서 자녀 수와 경조사비 지출이 전혀 관계가 없다고 말하기 어려우나 본 연구에서는 이런 경우가 소수에 머물 것이라 가정하고 도구변수로 사용하였다. 따라서 본 분석의 결과는 도구변수가 유효한 범위 내에서 한정적으로 해석하는 것이 바람직하다.

한편, Becker의 모형에 적용된 소득은 가구의 항상 소득에 가까운 개념으로 이해하는 것이 바람직하지만 7년의 패널자료만으로 이를 추정하는 것은 매우 어렵기 때문에 본 분석에서는 당해 연도 가구소득 변수를 가구의 항상 소득의 대리변수로 사용하였다.

10) 1단계 추정식은 가구소득에 대해 경조사비지출, 순자산, 부모의 연령과 교육연수를 사용하여 OLS모형으로 추정하였다. 분석결과, 경조사비 지출과, 순자산, 부 연령, 부 교육연수, 모 교육연수가 가구소득에 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 자세한 추정결과는 <부표 1>에 제시하였다.

11) Bootstrap Sampling을 500회 실시하였고, 표본추출을 반복하는 과정(Resampling)에서 가구의 id를 군집(cluster)하여 추출하였다.

이 경우 소득의 시점과 출산결정 시점 사이의 시차가 존재하므로 본 연구의 분석결과를 가구소득이 가구의 출산결정과 사교육비 지출 결정에 동기간에 미친 영향이라고 해석하기에 큰 무리가 있다. 그러므로 이러한 점에 주의하여 본 분석결과를 보수적으로 해석할 필요가 있다.

나. 가구의 사교육비 추정모형

가구의 사교육비 추정모형을 분석하기 위해서는 도구변수 Tobit 모형을 사용하였다¹²⁾. Tobit 모형은 회귀식의 종속변수 y 가 일정한 영역에서만 관찰되는 경우에 사용하는 방법으로 중도절단회귀모형(censored regression model)이라고도 한다. 자녀 수 추정 모형에서와 마찬가지로 사교육비 모형에서도 패널자료를 사용할 수 있으므로 Pooled tobit 모형을 사용할 수 있으며¹³⁾ 그 식은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$y_{it} = \max(0, D_{it}\alpha + X_{it}\beta + u_{it}), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (18)$$

위 식의 종속변수인 y_{it} 는 가구의 사교육비 지출에 대한 잠재변수이다. 이 가구가 사교육을 시키고 있다면 실제로 y_{it} 를 관측하게 되지만 사교육을 시키지 않는다면 0의 값을 가진다. 이 경우 0은 자녀의 평균적 질과 자녀 이외의 부부가 소비하는 상품으로 구성된 효용함수의 효용극대화를 추구하는 가구가 주어진 총예산을 자녀 이외의 상품을 구입하는데 사용하는 모서리해(corner solution)로 이해한다. D_{it} 는 가구소득 변수이며, 통제변수 X_{it} 에는 자녀 수 결정모형과 같이 가구순자산, 아버지와 어머니의 학력과 연령 변수를 포함하였으며, 사교육비지출액이 자녀의 연령에 영향을 받는다는 것을 감안하여 자녀의 평균연령 변수를 추가하여 분석하였다.

이러한 Tobit 모형에서는 오차항 u 의 분포가 정규분포를 따른다는 것을 일반적으로 가정하고 있으며, 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$u|D, X \sim Normal(0, \sigma^2) \quad (19)$$

12) Tobit 모형에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2002)를 참조하길 바란다.

13) Tobit 모형은 고정효과모형을 적용하는 것이 까다로운 뿐만 아니라 한계효과를 추정할 수 없다는 점(Honoré, 1992)을 고려하여 본 연구에서는 고정효과 Tobit 모형추정을 시도하지 않았다.

하지만 이러한 가정은 오차항(u)이 가구소득(D)과 상관관계가 없는 경우에만 성립한다. 하지만 가구소득(D)과 사교육비(y)사이에 상관관계가 있다면 내생성의 문제가 발생하고 이에 대한 고려를 해주기 위해 도구변수 추정법을 사용한다. 내생변수인 가구소득(D)이 관찰되는 모든 통제변수(X)와 도구변수(Z), 오차항(ν)으로 대변되는 관찰되지 않는 변수로 나타낼 수 있다고 하면 다음의 식으로 나타낼 수 있다.

$$D_{it} = Z_{it}\gamma + X_{it}\delta + \nu_{it} \quad (20)$$

여기서 오차항 u 와 ν 는 도구변수(Z) 및 통제변수(X)와 독립적이지만 상관관계가 있다. 이처럼 오차항 ν 의 변화는 가구소득(D)과 사교육비(y)에 영향을 미쳐 가구소득(D)이 Tobit 모형에서 내생성을 가지게 한다. 이처럼 내생성 문제가 있는 경우 도구변수 Tobit 모형을 사용할 수 있다. 사교육비 추정에서도 자녀 수 추정과 마찬가지로 가구소득에 대한 내생성문제를 고려하기 위해서 경조사비지출을 도구변수로 사용하였다. 앞서 설명한 자녀 수 결정모형에서와 마찬가지로 경조사비 지출은 가구 입장에서 외생적으로 발생하는 지출이므로 사교육비와 직접적인 관련성이 적다고 볼 수 있다. 그러나 사교육비 추정모형에서 경조사비 지출을 도구변수로 사용하는 경우에도 한계점이 존재한다. 가구소득이 주어져 있는 상황에서 예상치 못한 경조사비 지출이 발생하면 자녀의 사교육비 지출에 영향을 미칠 가능성도 분명 존재하기 때문이다. 따라서 본 분석의 결과는 도구변수가 유효한 범위 내에서 제한적으로 해석할 필요가 있다.

IV. 분석결과

<표 2>에는 만 18세 이하의 자녀만 있는 가구에 대한 2007~2013년의 기초통계량을 제시하였다. 자녀 1인당 평균 사교육비 지출액은 연간 293만원으로 월 평균 24만원을 지출하는 것으로 나타난다. 분석 대상 가구 중 사교육비를 지출하고 있는 가구는 평균 76%이며, 사교육비를 지출하는 가구만을 대상으로 한 자녀 1인당 평균 사교육비 지출액은 연간 381만원이다. 가구에서 아버지의 연령은 평균 40.7세이며 학력은 평균 14.4년으로 전문대 졸업 수준이다. 어머니의 경우 연령은 평균 37.9세이며 학력은 평균 13.8

년으로 아버지의 경우보다 조금 낮은 것으로 나타났다. 가구의 연간 소득은 평균 54.2 백만 원이며, 가구 순자산은 평균 272백만 원이다. 가구의 18세 이하 자녀 수는 평균 1.8명이며, 자녀의 평균 나이는 8.52세이다. 이러한 기초통계량을 통해 추정해 본 전체 가구의 총 사교육비 지출은 연간 527만 원으로 가구소득 대비 9.7% 수준이고, 사교육비를 지출하고 있는 가구의 경우 연간 686만 원, 가구소득 대비 12.7% 수준으로 상당히 높은 편이다.

〈표 2〉 기초통계량

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
자녀 1인당 연간 사교육비 지출액 (만원)	307.3 (365.0)	304.1 (356.6)	287.7 (327.3)	294.3 (341.2)	284.0 (342.0)	270.3 (325.6)	300.7 (345.1)
사교육비를 지출하는 가정의 비율 (%)	76.4 -	77.8 -	77.7 -	77.0 -	76.0 -	74.2 -	77.9 -
부 연령	39.7 (6.0)	40.1 (5.8)	40.4 (5.8)	40.7 (6.0)	41.0 (6.0)	41.3 (6.1)	41.7 (6.0)
부 교육연수	14.2 (2.5)	14.3 (2.3)	14.4 (2.4)	14.4 (2.3)	14.4 (2.3)	14.5 (2.2)	14.6 (2.2)
모 연령	36.8 (5.6)	37.3 (5.5)	37.5 (5.5)	37.9 (5.6)	38.2 (5.7)	38.6 (5.7)	39.0 (5.7)
모 교육연수	13.6 (2.3)	13.7 (2.2)	13.7 (2.2)	13.8 (2.2)	13.8 (2.2)	14.0 (2.1)	14.0 (2.2)
연간 가구소득 (백만원)	55.3 (35.7)	51.6 (34.0)	52.1 (52.1)	55.3 (46.0)	53.6 (36.5)	55.2 (35.3)	55.9 (42.5)
가구 순자산 (백만원)	261.8 (439.9)	275.1 (384.4)	267.0 (380.0)	299.6 (493.8)	252.9 (298.2)	271.4 (326.9)	276.4 (348.1)
자녀의 수	1.8 (0.6)	1.8 (0.6)	1.9 (0.6)	1.8 (0.6)	1.8 (0.6)	1.8 (0.6)	1.8 (0.7)
자녀 평균 연령	7.95 (4.90)	8.28 (4.84)	8.37 (4.91)	8.55 (5.00)	8.64 (4.96)	8.79 (5.03)	9.04 (4.99)
표본수	1,694	1,693	1,582	1,586	1,510	1,363	1,411

주: 1. ()는 표준편차
 자료: 재정패널 1~7차 자료

<표 3>에는 가구소득이 자녀 수와 자녀 1인당 사교육비 지출에 미친 영향을 추정된 결과를 나타내었다. 자녀 수의 경우 정수값을 갖기 때문에 이러한 특성을 반영하고, 가구소득과 자녀 수 사이에 내생성문제가 있음을 고려하기 위하여 도구변수 추정법을 준용한 Poisson 모형을 적용하였다. 자녀 1인당 사교육비의 경우 전체 표본 가운데 24% 정도는 사교육비를 전혀 지출하지 않았다고 보고하였기 때문에 이러한 특징을 반영하고 가구소득과 사교육비 사이에 내생성이 있음을 고려하여 도구변수 Tobit 모형을 적용하였다.

추정결과를 살펴보면 가구소득이 자녀 수와 통계적으로 유의한 상관관계가 없는 것으로 나타난 반면에 자녀 1인당 사교육비와 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 추정되었다. 효과의 크기를 살펴보면 연간 가구소득이 1,000만원 높은 경우 자녀 1인당 연간 사교육비 지출이 23만원 정도 많은 것으로 나타났다. 이는 가구소득이 상승할 때 자녀 수를 증가시키기보다 자녀 질을 향상시키기 위한 교육투자를 증가시킬 수 있다는 가능성을 나타내는 것으로 우리나라의 경우 Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형을 어느 정도 뒷받침한다는 가능성이 있는 것으로 해석할 수 있다. 그리고 출산율을 높이기 위해 정부가 가구의 소득을 높이는 정책을 시행한다면 그 정책의 효과는 미미할 것이라는 짐작해 볼 수 있다.

자녀 수 추정식에서 다른 변수들의 영향을 살펴보면 아버지의 연령은 자녀 수에 양의 상관관계를 보여서 젊은 세대일수록 출산율이 하락하는 현상을 보여주고 있으며, 어머니의 학력이 자녀 수에 음의 상관관계를 나타낸 것은 학력이 높은 여성일수록 자녀를 갖는 기회비용이 더욱 크게 작용하고 있음을 알 수 있다.

한편 자녀 1인당 사교육비 추정식의 경우에는 가구소득뿐만 아니라 어머니의 연령이 높을수록, 부모의 학력이 높을수록, 가구 순자산이 많을수록, 그리고 자녀의 평균연령이 높을수록 사교육비 지출이 높아지는 경향이 있음을 보이고 있다. 이는 학력이 높은 부모가 교육투자를 통해 자녀의 학력을 높임과 동시에 소득이 높고 자산이 많은 부모일수록 자녀에게 더 많은 투자를 하여 부모의 학력이 부모의 소득뿐만 아니라 자녀의 학력에도 양(+)의 영향을 미치며, 자녀의 학력이 자녀의 소득에 양(+)의 영향을 미치는 학력과 부의 대물림 구조가 존재할 수 있다는 것을 보여주는 결과이다¹⁴⁾. 이러한 결과

14) 김태일(2005), 최형재(2008), 이은우(2006)의 연구에 따르면 자녀에 대한 사교육이 그들의 학업 성취도에 미치는 효과는 크지 않은 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 우리나라에서 사교육 시장의 규모가 줄어들지 않고 오히려 증가하는 것은 기존의 연구들이 갖는 현실설명력의 한계

〈표 3〉 자녀 수와 자녀 1인당 사교육비 지출 결정 모형 추정식

	자녀 수		자녀 1인당 연간 사교육비	
	Poisson	한계효과	IV-Tobit	한계효과
연간 가구소득 (백만원)	0.000445 (0.000563)	0.000819 (0.000757)	3.293*** (0.0668)	2.312*** (0.0474)
가구 순자산 (백만원)	0.0000212 (0.0000217)	0.0000391 (0.0000284)	0.177*** (0.0256)	0.124*** (0.0179)
부 연령	0.00467* (0.00241)	0.00859* (0.00218)	-2.679 (1.776)	-1.882 (1.247)
부 교육연수	0.000872 (0.00405)	0.00160 (0.00383)	15.07*** (2.680)	10.58*** (1.878)
모 연령	-0.000059 (0.00246)	-0.000109 (0.00218)	3.606** (1.809)	2.532** (1.270)
모 교육연수	-0.0130*** (0.00463)	-0.0240*** (0.00434)	9.072*** (3.058)	6.371*** (2.150)
자녀 평균 연령			38.18*** (1.717)	26.81*** (1.183)
표본수	10,940	10,940	10,838	10,838
가구수	2,465	2,465	2,460	2,460

주: 1) ()는 가구의 id로 cluster한 clustered standard error임.

2) ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

3) 연도 더미변수를 모든 추정모형에 포함하였으나 보고는 생략하였음.

자료: 재정패널 1~7차 자료.

는 부모가구의 소득수준이 자녀가구의 소득수준에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준 안중범·전승훈(2008)과 윤형호·김성준(2009)의 연구에서도 확인할 수 있다.

최근 소득재분배 정책이 꾸준히 진행됨에도 불구하고 소득분배지표는 악화되어 사회적 문제가 되고 있다. 본 연구의 결과는 이러한 사회적 문제가 우리나라에 학력과 부의 대물림 구조가 존재하기 때문에 나타나는 현상일 수 있음을 보여준다. 이러한 구조적 문제는 현재 세대에서 재분배정책을 통해 일정부분 소득과 부의 불평등을 해소한다고 하여도 높은 교육비로 인해 현재 세대의 자녀에 대한 교육투자 수준에 차이가 발생

를 반증한다고도 볼 수 있을 것이다. 만약 선행연구에서 사교육이 학업성취에 미치는 효과를 정확히 식별한 것이 아니라면 부모의 교육투자가 자녀의 학력에 영향을 미쳤을 수 있고 그로 인해 자녀의 소득에 영향을 줄 수 있을 것이다.

한다면 다음 세대에서는 불평등 해소를 위한 정책의 효과를 상쇄시킬 수 있으므로 정부차원의 적극적 해결책이 필요함을 제기한다. 적극적 재분배정책의 일환으로 저소득층의 자녀교육에 정부가 개입하여 교육기회의 공정성을 확보하는 정책이 저소득층의 자녀들도 괜찮은 일자리(decent job)를 가질 수 있는 기회를 제공하여 세대가 진행됨에 따라 소득격차가 확대되는 현상을 완화시킬 수 있을 것이다.

V. 결 론

본 연구에서는 Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형을 설명하고 우리나라 가구의 자녀 수와 사교육비 지출행태가 이 모형에 의해 설명될 수 있는지를 살펴보았다. Becker의 자녀 수요에 대한 경제모형은 부모가 몇 명의 자녀를 낳을지 결정할 때 그들의 모든 자녀가 우수한 역량을 갖출 수 있도록 자녀양육비용과 부모 자신의 경제력을 고려하여 결정한다고 설명한다. 그리고 자녀의 수와 질의 밀접한 상호작용으로 인해 부모는 가구소득이 증가하여도 자녀 수를 늘리지 않고 기존 자녀 질을 높이기 위한 투자에 집중하며 이러한 선택이 가구소득이 증가함에도 불구하고 출산율이 낮은 원인이 된다고 주장한다.

재정패널 자료를 사용하여 분석한 결과, 가구소득이 자녀 수 증가와는 유의한 상관관계가 없으나 자녀 1인당 사교육비와는 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타나 우리나라의 저출산 현상은 가구소득이 증가하면서 자녀 질에 대한 부모의 수요가 늘어나 적은 수의 자녀에게 더 높은 수준의 교육투자를 하는 것 때문일 가능성을 유추해 볼 수 있다.

한편, 본 연구에서는 가구소득 뿐만 아니라 부모의 학력과 자녀의 연령이 높을수록 자녀 1인당 사교육비 지출이 높아지는 경향이 있음을 보였다. 이는 부모와 자녀 사이에 교육투자를 통한 학력과 부의 대물림 구조가 존재하며, 이러한 구조는 정부의 재분배정책의 효과를 세대가 진행됨에 따라 상쇄시킬 수 있음을 시사한다. 그러므로 부모와 자녀 사이의 교육 투자를 통한 학력과 부의 대물림이 고착화되지 않도록 저소득 자녀에 대한 교육기회의 공정성을 강화하는 정부의 정책이 필요함을 시사한다.

그러나 본 연구는 자료의 사용과 분석방법에 한계가 있어 본 연구의 결과가 가구소

득과 자녀 수, 사교육비 사이에 인과관계라고 보기에는 무리가 있다. 그럼에도 불구하고 미시자료를 사용하여 가구소득, 자녀 수, 사교육비 사이의 구조를 분석하기 위한 시도를 하였으며, 앞으로 본 연구의 한계점을 보완하여 세밀한 분석이 가능하도록 다양한 연구가 이루어질 필요가 있음을 제기하며 글을 맺는다.

참고문헌

- 강성호·임병인. 「사교육비 결정요인 분석: 전업주부를 중심으로」. 『한국데이터정보과학회지』 23권 3호 (2012. 5.): 543-558.
- 강창희·현보훈. 「가족내 자녀 수가 자녀에 대한 사교육 투자에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 35권 1호 (2012. 4.): 111-131.
- 김태일. 「고등학교 때 사교육이 대학 학업 성취도에 미치는 효과 분석: 사교육의 ‘인적 자본효과’와 ‘대학진학효과’에 대한 논의」. 『교육학연구』 43권 3호 (2005. 9.): 29-56.
- 문무경·조숙인·김정민. 「한국인의 부모됨 인식과 자녀양육관 연구」. 『연구보고 2016-2 1』, 육아정책연구소, 2016.
- 성낙일·홍성우. 「우리나라 사교육비 결정요인 및 경감대책에 대한 실증분석」. 『응용경제』 10권 3호 (2008, 12.): 183-212.
- 안중범·전승훈. 「교육 및 소득수준의 세대간 이전」. 『재정학연구』 1권 1호 (2008. 2.): 119-142.
- 양정호. 「사교육비 지출에 대한 종단적 연구-한국노동패널조사의 위계적 선형모형 분석」. 『교육사회학연구』 15권 2호 (2005): 121-145.
- 윤형호·김성준. 「부의 대물림? 가계소득과 사교육이 자녀소득에 미치는 영향」. 『한국행정논집』 21권 1호 (2009): 49-68.
- 이은우. 「사교육비 지출행위에 대한 경제분석」. 『경제연구』 22권 2호 (2004. 6.): 1-31.
- 이은우. 「중학생 가정의 소득 및 사교육이 성적에 미치는 영향」. 『청소년학연구』 13권 6호 (2006.12): 247-274.
- 전현배·정유선. 「자녀 수와 자녀 교육수준의 대체관계에 대한 실증분석」. 『노동경제논

- 집』 32권 2호 (2009. 8.): 1-25.
- 최형재. 『사교육의 대학 진학에 대한 효과』. 한국노동연구원, 2007.
- Angrist, J. D., Lavy, V., and Schlosser, A. (2005). “New Evidence on the Causal Link between the Quantity and Quality of Children.” (No. w11835). *National Bureau of Economic Research*. 2005.
- Baez, J. E. “Does More Mean Better? Sibling Sex Composition and the Link between Family Size and Children’s Quality.” *IZA Discussion Paper* No.3472, 2008.
- Becker, G., and G. Lewis. “Interaction between Quantity and Quality of Children.” *Journal of Political Economy* 81 (2) part 2 (March-April 1973): S279-S288.
- Becker, G., and N. Tomes. “Child Endowments and the Quantity and Quality of Children” *Journal of Political Economy* 84 (4) part 2 (August 1976): S143-S162.
- Bekcer, Gary S. *A Treatise on the Family*. Harvard University Press, 1993.
- Black, Dan A., Kolesnikova, Natalia, Sanders, Seth G., and Taylor, Lowell J. “Are Children ‘Norma’?” *Review of Economics and Statistics* 95 (1) (March 2013): 21-33.
- Black, S., Devereux, P. J., and Salvanes, K. G. “The More the Merrier? The Effect of Family Composition on Children’s Education.” *Quarterly Journal of Economics* 120 (2) (May 2005): 669-700.
- Del Bono, Emilia, Weber, Andrea, and Rudolf Winter-Ebmer. “Clash of Career and Family: Fertility Decisions after Job Displacement.” *Journal of the European Economic Association* 10 (4) (August 2012): 659-683.
- Li, H., and J. Zhang. “Do High Birth Rates Hamper Economic Growth.” *Review of Economics and Statistics* 89 (February 2007): 110-117.
- Guo, G., and L. VanWey. “Sibship Size and Intellectual Development: Is the relationship Causal?” *American Sociological Review* 64 (2) (April 1999): 169-187.
- Hanushek, E. “The Trade-off between Child Quantity and Quality.” *Journal of*

- Political Economy* 100 (1) (February 1992): 81-117.
- Honoré, B. E. “Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects.” *Econometrica* 60 (3) (May 1992): 533 - 565.
- Kang, C. “Family Size and Educational Investments in Children: Evidence from private tutoring expenditures in South Korea.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 73 (1) (February 2011): 59-78.
- Lee, J. “Sibling Size and Investment in Children’s Education: An asian instrument.” *Journal of Population Economics* 21 (4) (2008): 855-875.
- Lindo, Jason M. “Are Children Really Inferior Goods? Evidence from Displacement-Driven Income Shocks.” *Journal of Human Resources* 45 (2) (Spring 2010): 301-327.
- Lovenheim, Michael F., and Kevin J. Mumford. “Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market” *Review of Economics and Statistics* 95 (2) (May 2013): 464-475.
- Rosenzweig, M. R., and K. Wolpin. “Testing the Quantity-quality Fertility Model: The use of twins as a Natural Experiment.” *Econometrica*. 48 (1) (January 1980): 227-240.
- Wooldridge, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press. 2002.

〈 부표 1〉 가구소득에 대한 도구변수 1단계 추정결과

경조사비 지출(만 원)	0.0909*** (0.00668)
가구 순자산 (백만 원)	0.0286*** (0.00307)
부 연령	0.555*** (0.167)
부 교육연수	1.988*** (0.286)
모 연령	0.0933 (0.173)
모 교육연수	2.466*** (0.346)
표본수	10,880
가구수	2,465

주: 1) ()는 가구의 id로 cluster한 clustered standard error임.

2) ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

3) 연도 더미변수를 모든 추정모형에 포함하였으나 보고는 생략하였음.

자료: 재정패널 1~7차 자료.

abstract

**The Analysis of the Relationship between Childbirth,
Private Education Spending and Household Income****Heonjae Song* · Woori Shin****

In this paper, we describe the economic model of Becker's demand for child and examine whether the number of children and spending on private education in Korea can be explained by this model. The results show that household income has no significant effect on the number of children but has a significant positive effect on the spending on private education per child. These results suggest that the low fertility rate in Korea may increase the demand of parents for the quality of their children due to the increase of household income. And the higher the household income, the parents' education level and the child's age, the higher the spending on private education per child. These results show that there is a possibility of education and wealth transfer between parents and children through educational investment.

Keywords: economic model of demand for children, childbirth, private education expenditure

* Department of Economics, University of Seou (heonjaes@uos.ac.kr)

** Department of Economics, University of Seou (wrshin11@gmail.com)