

남아 선호와 출산력간의 관계*

이성용**

본 연구는 다음의 두 가지를 분석하였다. 하나는 전통사회에서 남아선호를 야기했던 아들의 가치, 즉 노후보장과 가계계승이 개인적인 차원에서 설명될 수 있는지 여부이고, 다른 하나는 사회적 차원의 출산율에 영향을 미치는 남아선호의 요소의 하나-즉 강한 남아선호를 가진 전통사회에서 여성들이 연속 평균 몇 명의 딸을 낳아야 아들에 대한 욕구를 포기하는가에 대한 포기수준-를 밝히는 것이다.

위의 목적을 수행하기 위해, 이중곡선 위험율 모형을 사용하여 1974년 출산력 자료를 분석하였다. 위험율 모형은 일반회귀분석모형보다 모수 추정치가 어긋날 가능성이 더 크기 때문에, Heckman과 Singer(Heckman and Singer)가 개발한 혼합분포를 사용하여 추정된 계수들의 버텨성(robustness)를 점검하였다.

본 연구의 분석 결과에 따르면, 남아선호에 영향을 미치는 아들의 가치는 개인적인 차원이 아니라, 사회적 차원에서 설명되고 분석되어야 한다. 또 남아선호가 강한 전통사회에서 여성들은 일반적으로 아들을 낳을 때까지 무한정 출산행위를 계속하지 않았다. 평균적으로 볼 때, 1960년대 여성들은 내리 6명의 딸을 낳으면 아들에 대한 욕구를 포기하였다. 즉 아들이 없는 경우 기존 자녀의 수는 그 수가 6명이 될 때까지 부모의 출산행위에 영향을 미치지 않았다. 그러나 아들이 있으면 자녀의 수는 기존 자녀의 수에 상관없이 영향을 미쳤다. 이는 자녀의 수보다 기존자녀의 성구조가 과거 전통사회 여성의 출산행위에 더 큰 영향을 미쳤다는 사실을 의미한다.

오늘날에는 아들을 낳기 위해 내리 5-6명의 딸을 낳는 여성은 거의 없다. 또 우리는 딸만 2-3명 낳고 출산 행위를 멈춘 여성들을 흔히 볼 수 있다. 이는 포기수준이 30-40년 전보다 급격히 감소했음을 말해준다. 이런 포기 수준의 급격한 감소는 사회적 차원의 출산율에 영향을 미치는 남아선호의 영향을 급격히 감소시켰고, 그 결과 전형적인 아들선호국인 우리나라의 출산율이 1980년대 후반이래 대체수준이하에서 머물 수 있었을 것이다. 만약 사회적 차원의 출산율에 영향을 미치는 남아선호의 강도가 약화되지 않았더라면, 2001년도 합계출산율인 1.3과 같은 수준으로는 결코 떨어지지 않았을 것이다.

핵심단어: 남아선호, 출산율, 아들의 가치, 노후보장, 가계계승, 포기수준

* 필자는 논문 심사에서 초고의 오류와 불명료한 부분들을 지적하고 유익한 논평을 아끼지 않았던 세 분의 익명의 논평자들에게 감사의 마음을 표하며, 그들의 훌륭한 조언을 통해 이 글의 많은 부분이 수정·보완되었음을 밝힌다.

** 강남대학교 교양학부 전임강사.

I. 들어가는 말

우리 나라에서 남아선호는 가족내의 성차별이나 성비의 불균형 등과 같은 부정적인 사회인구학적 측면으로 인해 국민의식 차원에서 불식시킬 개혁의 대상이 되곤 한다(진가남·이양재·송은일·김수련, 1988). 또 성차별 불식 운동은 오늘날 상당한 국민의 호응을 받아 최근 남아선호관은 상당히 약해진 듯하다. 하지만 남아선호의 불식운동이 보다 성공적이 되기 위해서는 남아선호의 원인과 남아선호가 출산 수준에 미치는 효과를 보다 구체적으로 파악하여 대처할 필요가 있다. 이러한 필요성에 근거하여 본 논문은 (1) 전통사회에서 여성들이 남아를 선호하게 했던 아들의 가치를 개인적 차원에서 통계한다면 과연 아들이 없는 여성은 아들이 있는 여성과 차별적인 출산 행위를 보이지 않는지를, (2) 아들을 원한다면 가임 기간 내내 아들을 낳을 때까지 출산행위를 계속 진행하는지를 탐구할 것이다.

본 논문은 우선적으로 남아선호의 원인에 대한 이론 및 남아선호와 사회적 차원의 출산 수준 사이의 관계를 고찰한 이론을 차례로 살펴본다. 두 번째는 본 연구에서 분석될 자료와 통계 모형 및 변수들을 설명하고, 세 번째는 그 통계 분석 결과를 해석한다. 마지막으로 그 통계 분석 결과들을 간단히 요약한 뒤, 그 결과가 오늘날 우리 나라 사회적 차원의 출산 수준에 줄 수 있는 함의를 논의한다.

II. 이론적 배경

1. 남아선호의 원인

우리 나라는 가장 전형적인 남아선호 국가의 하나로 널리 알려져 있다(이성용, 1996; Arnold, 1987). 우리 나라에서 딸보다 아들을 선호하는 이유는 무엇인가? 김일현·최봉호·이삼식의 연구(1990)에 따르면, 남아선호의 가장 주된 이유로 한국 기혼여성 중 39.6%가 '심적으로 든든함'을, 33.4%는 '가문계승과 제사'를 제시하였다. 또 공세권 외(1992)의 연구에서도 응답자의 44.2%가 '가계계승'을, 34.2%가 '마음이 든든하다'를 아들을 원하는 이유로 들고 있다. 이 두 연구에서 응답자의 약 70% 이상이 아들을 심적 안정이나 가계계승을 위해 필요하다고 응답했다. 반면 진가남 외(1998)의 연구

는 이와는 좀 다른 결과를 보여준다. 응답자의 43.5%가 '대를 잇기 위해서' 39.8%는 '딸 아들 다 양육하고 싶어서'를 아들이 꼭 있어야 하는 이유로 응답함으로써, 아들을 원하는 이유가 이제는 "대를 잇기 위한 가부장제적인 관념에서만 단순히 기인한 것이 아님을 시사해(95쪽)" 주었고 "남아와 여아를 모두 양육해보는 경험을 통해서 부모됨을 충분히 경험해 보고 싶은 내적 동기(95쪽)"가 새로이 대두됨을 보여주었다. 이런 사실은 시대의 흐름에 따라 아들을 원하는 이유가 바뀔 수 있음을 보여준다.¹⁾

오늘날보다 남아선호가 강했던 시기의 설문조사는 약간 다른 양상을 보여준다. 이를테면 1970년대 자식의 가치를 조사한 설문조사 결과(Arnold and Kuo, 1984)에서, 여성은 59%가 '가계계승'을 25%는 '노후보장과 경제적 도움'을 그리고 남성은 69%가 '가계계승'을 12%는 '노후보장과 경제적 도움'을 아들을 원하는 첫 번째 이유로 제시하였다. 심적 요소인 '동료애(companionship)'에는 여성의 7%가, 남성의 3%가 응답하였다. 심적 안정보다 노후 보장과 경제적 도움 같은 경제적 요소가 아들을 원하는 중요한 요소로 더 많이 제시되었고, 그런 경제적 요소는 남성보다 여성이 더 원했다. 반면 김일현 외(1990)의 연구는 9.6%, 진기남 외(1998)의 연구는 단지 2.3%만이 노후보장을 아들을 원하는 이유로 제시하였다. 이런 결과는 아들이 제공하는 노후보장과 같은 경제적 요소의 중요성은 사회경제적 수준이 높아감에 따라 감소해질 수 있지만, 사회경제적 조건이 열악한 상황에서는 경제적 요소가 아들을 원하는 요소로, 특히 남성보다 여성에게 더 크게 작용할 수 있음을 뜻한다.

인구학자나 페미니스트들은 주로 여성의 인권이나 성차별 관점에서 남아선호의 원인을 설명한다.²⁾ 케인(Cain, 1982)은 남아선호의 원인을 가부장적 가족 제도에 의해 유지되는 성별 계급구조에 의한 것으로 규정한다. 여성은 성차별화된 계급구조에 의해 남성에게 사회경제적으로 의존한다. 여성은 아들을 낳음으로써 이혼의 위협에서 벗어날 수 있고, 또 노후, 특히 남편이 사망했을 때에 아들은 필요한 경제적 도움을 받는데 있어 절대적이다. 이와

1) 이런 사실은 최근 자료가 전통적 사회에서 남아선호를 야기했던 아들의 가치를 분석하는데 적합하지 않다는 사실을 말해준다.

2) 남아선호로 나타나는 여아차별은 영아와 유아 사망력에 영향을 미친다. 부모는 아들과 딸을 차별적으로 취급한다. 이를테면 아들보다 딸에게 필요로 하는 음식을 덜 제공하고, 병이나 사고가 났을 시에도 아들들에게 더 신경을 쏟으므로써 아들보다 딸의 사망률을 높인다(예, 김두섭, 2000: Chen, Huq and D'Souza, 1981; Das Gupta, 1987; Basu, 1987). 하지만 이 연구는 차별적 영아와 유아 사망력에 미치는 영향은 다루지 않을 것이다. 인도나 중국과 달리, 우리나라에서는 아들 선호가 유아나 영아 사망력에 성 차별적으로 영향을 미치지 않는다.

같이 아들은 전형적인 가족제도가 가부장제인 나라에서 여성이 특히 노후에 사회경제적으로 도움을 받기 위해 필요하다. 이런 사회경제적 이유 이외에도 종교와 같은 문화적 이유로도 아들이 요구된다. 우리 나라나 중국과 같은 유교적인 전통이 강한 나라에서는 제사와 같은 종교적인 행사와 가계계승으로 아들이 중요시된다. 힌두교도 유교와 비슷한 이유로 아들은 부모에 대해 종교적 가치를 부여하는데, 아들은 부모의 화장에서 불을 지피고 사후에 부모를 부활시키는 역할을 한다.

이런 조사 결과와 연구에 의하면, 우리 나라에서 아들은 가계계승이나 부모의 노후보장으로 요구된다고 볼 수 있다. 그렇다면 다음과 같은 질문이 제기된다. 만약 아들의 가계계승 역할이나 노후보장에 관심을 쓰지 않는 부모는 관심을 가지는 부모에 비해 미약한 남아선호를 가지거나 혹은 안 가지지 않을까? 요컨대 남아선호 사상을 야기하는 아들의 가치가 노후보장이나 가계계승에 대한 부모의 기대들로 국한된다면, 그런 요인이 통제될 때 아들이 없는 부모와 아들이 있는 부모는 차별적인 출산 행위를 보이지 않을 것이다.

2. 남아선호와 사회적 차원의 출산율간의 관계

남아선호가 인구학에서 관심의 대상이 되기 시작한 것은 남아선호와 관련된 성차별과 같은 사회학적 논쟁보다는 남아선호가 출산율 저하를 목표로 하는 가족계획 정책에서 장애물로 인식되었기 때문이다. 서구의 인구학자는 개발도상국가, 특히 아시아의 출산율을 저하시키려는 가족계획의 목표 하에서 방해가 되는 장애물을 제거하려는 작업의 일환으로 남아선호를 연구하였다. 우리 나라의 남아선호 연구들도 주로 출산율 저하에 장애가 되는지 및 남아선호와 성감별 낙태로 인한 비정상적인 출산 성비의 문제에 초점을 맞추었다(김일현·최봉호·이삼식, 1990; 김태현, 1993; 김한곤, 1995, 1997; 이삼식, 1998, 2001; 이흥탁, 1987; 최인현·김한곤, 1993, Arnold, 1985; Larsen, Chang and Das Gupta, 1988; Park, 1978, 1983; Park and Cho, 1995)

이론상으로 남아선호는 출산 행위에 큰 영향을 미치는 것으로 가정되어 왔다(Cain, 1993; Mason, 1993; Nugent, 1985). 원하는 수의 아들을 가지지 못한 부모는 그 수만큼 아들을 낳기 위해 출산을 계속하기 때문에, 아들선호는 출산율 저하 및 출산율 저하를 목표로 하는 가족계획정책에 방해물이 된다는 것이다. 셰프(Sheps, 1963)는 몇 개의 가정 하에서 남아선호가 사회적 차원의 출산율을 증가시킨다는 연구 결과를 제시하였다. 만약 모든 사람

이 원하는 자녀의 수가 한 명이며 최소한 한 명의 아들을 원하고 4명까지만 아이를 낳는다면, 가족 당 평균 자녀의 수는 1.83명이 된다. 또 만약 모든 사람이 원하는 자녀의 수가 두 명이지만 최소한 한 명의 아들을 원하면서 4명까지만 아이를 낳는다면, 가족 당 평균 자녀의 수는 2.75명이 된다. 물론 설프의 계산에서 성감별에 의한 낙태는 전혀 고려되지 않았다.

이런 이론적 근거에도 불구하고, 남아선호가 출산력에 미치는 영향을 분석한 경험적 연구들은 일치된 경험적 증거들을 보여주지 않고 있다. 남아선호가 출산력 저하에 장애물로 작용할 것이란 분석결과를 제시하는 연구(Coombs, 1979; Park, 1978, 1983; Yount, Langgsten and Hill, 2000)들이 있는 반면, 남아선호가 출산력에 영향을 거의 미치지 않다는 결과를 제시하는 연구(Arnold, 1987, 1992; Das, 1987; Rahman and Da Vanzo, 1993; Repetto, 1972)들도 있다. 전자는 흔히 아들이 없는 여성이 아들이 있는 여성보다 다음 아이를 가질 가능성이 높다거나 피임을 덜 사용한다는 경험적 증거를 제시함으로써 남아선호가 출산력 저하에 방해가 된다고 주장한다. 그러나 후자는 자식의 성구조에 따라 다음 아이를 가질 확률을 비교해 볼 때 차이가 없다는 경험적 증거를 제시하며, 심지어 아들이 없는 여성이 아들이 있는 여성보다 다음 아이를 가질 가능성이 낮다는 경험적 증거(Repetto, 1972)까지 제시한다. 또 남아선호가 개인의 출산행위에는 영향을 미친다고 할지라도, 원하는 성의 자녀 즉 아들을 가지지 않은 부모들이 전체 부모들 가운데서 차지하는 비율이 매우 작기 때문에 사회 전반적인 출산율 하강에는 그다지 영향을 미치지 않는다고 주장한다(Arnold, 1987, 1992; Das, 1987).

아이를 많이 낳으면 부모가 원하는 성의 자식을 가질 확률이 높기 마련이다. 따라서 출산율이 높은 사회에서 성선호는 출산율 하강에 그다지 영향을 미치지 않을 수 있다. 또 피임사용이 보편적이지 않은 사회, 대개 높은 출산율을 보여주는 사회에서는 여성들이 출산을 통제할 능력의 부재로 말미암아 원하지 않는 임신할 가능성이 높다. 이런 연유로 출산율이 높거나 피임율이 낮은 사회는 강한 성선호가 존재한다고 할지라도 성선호가 출산력에 미치는 경험적 증거를 보여주지 못할 수 있다(Rahman and Da Vanzo, 1993). 그러나 우리 나라는 예외이다. 합계 출산율이 약 5~6정도 되고 피임사용이 확산되던 시기인 1960년 자료들을 분석한 결과들은 아들이 없는 여성이 아들이 있는 여성보다 출산율이 높음을 보여준다(Park, 1978, 1983). 우리 나라는 다른 남아선호국 이라테면 방글라데시와는 달리 합계출산율이 낮지도 않고 피임 사용이 보편적이라고 할 수 없는 시기에서도 남아선호가 출산율에 유의미한 영향을 미치고 있음을 보여준다.

그럼에도 불구하고, 우리 나라의 합계출산율은 1980년대 후반 이래 계속 대체수준 이하에서 밀돌고 있고, 또 다른 전형적인 남아선호국인 중국도 1990년대 이후 합계출산율이 대체수준 이하로 떨어졌다(Gu and Roy, 1995; Zeng et al., 1993). 한국과 중국의 이런 낮은 출산율은 일시적인 현상이 아니라 영구적인 현상으로 간주되고 있다(Lee, 1987). 한국과 중국과 같은 전형적인 남아선호국의 합계출산율이 대체수준 이하로 떨어진 현상은 성선택이 사회적 차원의 출산율 수준에는 커다란 영향을 미치지 않는다는 경험적 증거로 간주되곤 한다.

물론 남아선호가 사회적 차원의 출산 형태에 미치는 영향이 미미하다는 주장에 반박하는 연구도 있다(Park and Cho, 1995). 즉 한국과 같은 전형적인 남아선호국에서 합계출산율이 대체수준 이하로 떨어지게 된 배경에는 보편적인 성감별 낙태가 있다는 것이다. 가장 높은 낙태율을 보였던 1990년에는 낙태된 아이의 수가 그 해 태어난 아이의 수와 비슷하였다(Cho, Seo and Tan, 1990: 159). 그런 보편적인 성감별 낙태는 합계출산율이 대체수준 이하로 떨어지는데 커다란 기여를 했을지 몰라도, 그 대신 비정상적으로 높은 출산시 성비가 나타나게 되었다. 요컨대 우리 나라의 합계출산율이 대체수준 이하로 떨어지게 된 것은 남아선호가 사회적 차원의 출산수준에 미미한 영향을 미치기 때문이 아니라 성감별 낙태가 보편적으로 행해졌기 때문이라 할 수 있다.

분명 보편적인 성감별 낙태가 남아선호가 사회적 차원의 출산 수준에 미치는 영향을 크게 약화시켰다는 주장은 매우 설득력이 있다. 그럼에도 불구하고 그런 주장에는 문제점이 있다. 요컨대 남아선호가 사회적 차원의 출산 수준에 커다란 영향을 미치지 않는다는 주장과 그런 영향이 보편적인 성감별 낙태를 통해 비정상적인 출산 성비로 나타날 수 있다는 주장 모두 사회적 차원의 출산 수준에 미치는 남아선호의 강도가 변화할 수 있다는 사실을 인식하지 못하고 있다. 예를 들어 1990년 이후 오늘날까지 합계출산율에 영향을 미치는 우리 나라 남아선호의 강도가 변화하지 않았고 또 여전히 성감별 낙태가 보편적으로 시행된다고 가정해보자. 만약 우리 나라 사람이 원하는 평균 자녀의 수가 일정하다면, 1990년대 초의 높은 출생성비는 2000년도에도 여전히 유지될 것이다. 왜냐하면 남아선호의 강도가 일정하기 때문에 일정 비율의 성감별 낙태가 매년 일어나야 하기 때문이다. 또 평균 자녀의 수가 감소했다면, 2000년도의 출생성비는 1990년대 출생성비보다 더 높아야 할 것이다. 왜냐하면 남아와 여자아이가 임신되는 비율은 일정한데, 부모가 점점 더 적은 수의 자식 안에서 반드시 아들을 가지려고 한다면 점점 더 높

은 비율로 여아들을 인공유산시켜야 하기 때문이다. 그런데 1980년대 후반 이래 우리 나라 합계출산율은 계속 조금씩 감소해가고 있는 반면, 출생성비는 1992~3년에 약 115로 가장 정점을 이루었고 1990년대 후반 이후에는 110을 밑돌고 있다. 이런 사실은 사회적 차원의 출산 수준에 영향을 미치는 남아선호의 강도가 변할 수 있음을 의미한다.

사회적 차원의 출산 수준에 영향을 미치는 남아선호의 강도는 어떻게 측정할 수 있을까? 셰프의 공식은 남아선호의 강도를 두 가지 차원에서 측정할 수 있음을 시사하고 있다. 하나는 여성이 내리 딸만 낳았을 때 아들을 보기 위해 더 이상 아이를 낳지 않겠다고 결심하는 포기 수준이다. 셰프의 계산에서 원하는 자녀의 수가 3명이고 세 명의 아들을 원하고 세 명의 아들을 못 가질 시 4명까지 아이를 낳을 수 있다면, 가족 당 평균 자녀의 수는 3.88명이 된다. 하지만 그 포기 수준이 5명이 되면 4.54명, 6명이면 5.02명, 8명이면 5.54명, 그리고 그 수가 제한되지 않는 경우는 5.83명이 된다. 즉 포기 수준이 올라가면 올라갈수록, 성선호가 사회적 차원의 출산력에 미치는 영향은 더 커진다. 다른 하나는 현실에서 도저히 불가능한 셰프의 가정에서 찾을 수 있다. 셰프는 모든 사람이 특정 성의 자식, 이를테면 아들을 반드시 원한다고 가정하고 있다. 그러나 어느 사회나 예외는 있는 법이다. 아무리 남아선호가 강하게 팽배하고 있는 사회일지라도 그런 남아선호에 강하게 저항하는 사람들이 있기 마련이다. 또 만약 그런 사람들에게 힘을 실어주는 무언가, 이를테면 남아선호의 부당함을 역설하는 서구식 대중교육이 있으면, 남아선호에 저항하는 사람들의 수는 증가될 수 있다. 그럼에도 불구하고 사회적 차원의 출산 수준에 영향을 미치는 남아선호 강도를 분석할 수 있는 이런 두 차원, 즉 포기수준과 전체 인구(또는 여성) 중 아들을 반드시 가져야 한다는 인구(또는 여성)가 차지하는 구성비를 연구한 사람은 없다.

따라서 본 연구는 전통적인 남아선호관이 강성했던 시기의 자료를 사용하여, 그 당시 우리 나라 여성들이 일반적으로 과연 몇 명의 딸을 낳으면 아들을 보기 위해 더 이상 아이를 낳는 것을 포기했는지를 분석하겠다. 우리는 우선적으로 전통적인 남아선호 사상이 팽배했던 시기의 포기 수준과 그것이 의미하는 바를 밝혀냄으로써, 전형적인 남아선호국인 우리 나라에서 어떻게 하여 오늘날 합계출산율이 대체수준이하에서 머물고 있는지를 연구하는데 중요한 정보를 제공해 줄 수 있다.

Ⅲ. 자료와 통계모형

1. 자료

본 연구에는 세계출산력조사의 일환으로 실시된 1974년 한국 출산력조사 자료가 사용되었다. 최근의 자료대신 약 30년 전의 자료를 사용한 데에는 두 가지 이유가 있다. 첫 번째로 남아선호를 야기하는 아들의 가치가 무엇 인지를 설명하는 이론적 배경은 서구 문화가 본격적으로 침입하기 이전의 전통적 사회이다. 따라서 비교적 우리의 전통문화가 강세를 보였던 시대의 자료가 최근 자료보다 더 적합한 자료라고 생각된다. 두 번째로 본 연구의 주된 목적의 하나는 전통적인 남아선호국인 우리 나라에서 여성이 아들을 볼 때까지 계속 출산을 했는지 아니면 어느 시점에 가서는 포기했는지를 분석하는 것이다.

이 자료의 표본 성원들은 15세부터 49세까지의 전국 기혼 여성 중 5430 명이 확률 표집방법에 의해 추출되었다. 그러나 이 연구는 기존 자녀의 성구조가 출산행위에 영향을 미치는지를 분석하는 남아선호 통계 분석모형에 초점을 맞추어야 하므로, 분석 대상을 최소한 2명 이상의 자녀가 있는 기혼 여성들로 국한시켰다.

앞에서 말한 바와 같이, 이 연구의 주된 목적의 하나는 아들에 대한 포기 수준을 밝히는 것이다. 그런 포기수준은 자녀의 수와 성구조 사이의 상호작용 효과를 분석함으로써 밝힐 수 있다. 각 자녀의 수에서 추출된 자료들을 사용하여 각기 따로 분석하면 각 자녀의 수에서 성선호 또는 기존 자녀의 성구조가 출산 행위에 미치는 영향들은 분석할 수 있지만, 자녀의 수와 자식의 성구조 사이의 상호작용은 분석할 수 없다. 따라서 자녀의 수와 성구조 사이의 상호작용 효과를 분석할 수 있는 자료를 산출하기 위해, 다음과 같이 각 자녀의 수별로 먼저 자료를 산출한 뒤 그 자료들을 합쳐 결합자료(pooled data)로 만들었다.

자녀의 수 2 자료는 자녀가 두 명 있을 때 그 자녀의 성구조에 따라 차별적인 출산행위를 보이는지를 분석하기 위한 자료이다. 자녀의 수 2 자료는 2명 미만의 자녀를 가진 응답자들과 쌍둥이들을 출산한 경험이 있는 응답자들, 그리고 독립변수들에 응답하지 않은 응답자들 총 1,431명을 제외시킴으로써 형성되었다. 그 결과 자녀의 수 2 표본에 포함된 응답자의 수는 3,999 명으로 축소되었다. 그 중 3,099명(77%)이 세 번째 아이를 출산하였다. 원

자료에서 세 번째 아이를 가진 여성의 수는 3,250명이었지만, 출산 간격이 51개월에서 오른쪽 째림(right censored)이 되어 두 번째 아이 출산 후 5년이 넘어 세 번째 아이를 출산한 151명은 세 번째 아이를 출산하지 않은 것으로 간주되었다. 출산간격은 j 번째 아이 출산 후 $j+1$ 번째 아이를 출산 한 기간에서 임신기간 9개월을 뺀 기간을 의미한다. 따라서 출산간격이 51개월이라 함은 j 번째 아이를 출산 후 정확히 5년 즉 60개월 후에 $j+1$ 번째 아이를 출산했다는 것을 말한다.

자녀의 수 3 자료는 자녀의 수 2의 자료에서 3명 미만의 자녀를 가진 응답자들과 쌍둥이들을 출산한 경험이 있는 응답자들, 그리고 독립변수들에 응답하지 않은 응답자들을 제외하여 총 2,224명으로 구성하였다. 이런 방식으로 자녀의 수 4, 자녀의 수 5, 그리고 자녀의 수 6 이상에 대한 자료들을 구성하였다. 각 자녀의 수에서의 변수들에 대한 빈도들은 <표 1>에 나타나 있다.

이상과 같이 각 자녀의 수에서 추출된 5개의 자료를 합쳐 하나의 결합 자료로 만들었다. 그 결과, 6명 이상의 자녀를 가진 여성은 결합표본에 5번, 5명의 자녀를 가진 여성은 4번, 4명은 3번, 3명은 2번, 2명은 1번 포함되었다.

2. 통계 모형

본 연구는 위험율 모형(hazard model)-또는 사건사 분석 모형(event history analysis)-을 사용하여 기존자녀의 성구조와 수, 그리고 이 두 변수의 상호작용이 개인의 출산율에 미치는 영향을 분석한다. 따라서 개인의 출산율, 즉 다음 아이를 임신할 위험율이 종속변수가 된다. 위험율은 주어진 시간 내에서 아이를 출산할 확률에 대한 식으로 정의된다. $P_j(t, t + \Delta t)$ 는 시점 t 까지 $j+1$ 번째 아이를 가지지 않은 여성이 출산 간격 t 와 $t + \Delta t$ 사이에서 $j+1$ 번째 아이를 출산할 확률을 말한다. 이는 j 번째 출산에서 $j+1$ 번째 출산으로 전이할 확률을 말한다. 이 연구에서 j 는 2, 3, 4, 5, 6+이며, j 번째 출산과 $j+1$ 번째 출산 간격에 대한 정보가 분석에 이용된다. 시점 t 에서의 출산 행위에 대한 즉각 비율(instantaneous rate), 즉 종속변수인 위험율은 Δt 가 0에 접근해 감에 따라 얻어지는 출산 전환 확률의 극한값이다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t, t + \Delta t)}{\Delta t} \dots\dots\dots [1]$$

앞에서 말한 바와 같이 출산 간격은 임신 기간 9개월을 제외한 기간을 개

월 수로 측정되었고 51개월에서 오른쪽 잘림이 되었다. 출산 간격은 j 번째 출산에서 $j+1$ 아이를 임신한 사이의 시간 간격을 말한다.

위험율 모형 이전에는 출산진도비(parity progression ratio) 모형이 주로 성선택이 출산행위에 영향을 미치는지를 분석하는데 사용되어 왔다. 출산진도비는 j 번째 출산이 일어났을 때 $j+1$ 번째 아이를 가질 조건부 확률을 말한다. 그러나 출산진도비 모형은 위험율 모형과 달리 '잘린 관찰값들(censored observations)'이 추정치 계산에서 고려되지 않는다. 이를테면, 한 여성이 j 번째 아이를 출산한지 10개월이 되는 시점에서 조사되었다고 가정하자. 그녀가 조사 시점에서는 아이를 가지지 않았지만 조사 시점에서 15개월 후에 $j+1$ 제 아이를 출산하였다고 하자. 이런 여성들의 출산행위-즉 오른쪽 잘림된 여성의 출산행위-는 출산진도비 모형의 추정치 계산에서 누락되어 추정치가 과소추정(underestimated)될 가능성이 있다. 그러나 위험율 모형에서는 확률적 기제(stochastic mechanism)를 통해 그런 오른쪽 잘림된 여성의 출산행위가 추정치 계산에서 고려된다.

모수 위험율 모형을 사용하여 모수를 추정할 때는 어느 모형을 선택하는냐에 따라 모수 추정치는 다른 의미를 제공할 수 있다. $j+1$ 번째 출산율은 j 번째 아이를 출산한 시점에서 어느 시점까지는 증가하다가 감소하는 경향이 있다(Trussell and Richards, 1985). 따라서 본 연구는 이중곡선 위험율 모형을 사용하여 시간에 따른 출산율 변화가 포물선 모형을 띠는지를 점검하겠다. 또한 위험율 모형은 일반회귀 분석에 비해 빠진 변수(omitted variables)들로 인해 모수 추정치들이 어긋날 위험이 크므로 헤크만과 싱어(Heckman and Singer, 1984)가 개발한 통계 기법을 사용하여 추정된 모수의 버팀성을 점검할 것이다. 본 연구에서 사용된 통계모형은 다음과 같이 정의된다.

$$h(t) = \exp[\alpha + \gamma_1(t-1) + \frac{\gamma_2(t^2-1)}{2} + X\beta + c\theta] \dots\dots\dots[2]$$

여기서 X 는 모형에 포함된 고정 변수(fixed covariate)들을 말한다. 본 모형에 포함된 변수들은 j 번째 자식들의 성구조, 자녀의 수, 성구조와 자녀의 수 사이의 상호작용 항들, 기대자녀의 수와 실제자녀 수 간의 차이, 노후보장 기대 요소들, 가계계승, 여성의 교육수준, 연령, 거주지역 등이며, 모든 변수가 시간의 흐름에 따라 값이 변화하지 않는 고정 변수다. α , β_k , c 는 추정되어야 할 모수들의 벡터이고, γ_1 , γ_2 는 기간 의존 모수들(duration dependence parameters)이며, θ 는 비관찰된 이분산성(unobservable

heterogeneity)을 가리킨다. c 는 요인 실립 [구조적] 모수치(factor loading [structural] parameter)이며, θ 는 비관찰된 이분산성에 대한 위치 모수(location parameter of the unobserved heterogeneity)이다. θ 는 [0, 1]사이의 간격에서 수치를 취하는 확률 변수에 대한 누적 밀도 함수(the cumulative density function of a random variable)로써, 통계모형에서 빠진 변수들로 생길 수 있는 이분산성의 성분을 스칼라(scaler)로 나타낸 것이다. 따라서 θ 는 통계 모형에 포함된 변수들과는 독립적으로 분포된다고 가정된다. 본 연구는 위험을 모형의 추정을 주목적으로 하여 만들어진 CTM 프로그램(Yi, Honore, and Walker, 1987)을 이용하여 위험을 모형의 모수 추정치들, c 그리고 θ 를 추정하였다.

3. 변수

앞에서 말한 바와 같이, 이 연구의 종속변수는 다음 아이를 가질 위험율이다. 분석될 독립변수로는 3개의 주 변수와 여러 개 통제변수들이 통계모형에 포함되었다. 세 개의 주 변수는 자식의 성구조, 자녀의 수, 그리고 성구조와 자녀의 수 사이의 상호작용이며, 기대자녀의 수와 실제자녀 수의 차이, 노후보장에 대한 기대, 가계계승, 연령 등이 통제변수로서 포함되었다.

기존 자식의 성구조. 남아선호가 출산력에 미치는 영향을 조사하기 위해 기존 자식의 성구조 변수는 세 범주로 구분된다. 첫 번째 범주는 아들만 있는 집단이고, 두 번째 범주는 아들과 딸이 최소한 하나씩 있는 집단이며, 세 번째 범주는 딸만 있는 집단이다. 단지 아들이 없는 집단과 아들이 있는 집단을 비교하는 대신-즉 이 변수를 두 개의 범주로 구성하는 대신-, 세 개의 집단으로 나누어 비교하는 이유는 다른 양상의 남아선호를 구분하기 위해서이다. 강한 남아선호 사상이 존재하고 있는 나라에서 최소한 한 명의 딸을 가지기 위해 또 다른 아이를 가진다는 연구 결과가 있다(Nag, 1991; Rahman and Da Vanzo, 1993). 아들만 있는 집단과 아들 딸 모두 있는 집단을 비교할 때 아들만 있는 집단이 아들 딸 모두 있는 집단보다 또 다른 아이를 가질 확률이 높다고 한다면, 이는 남아 선호가 존재하는 가운데서 최소한 한 명의 딸을 원하는 징표로 간주될 수 있다.

각 자녀의 수에서의 자녀의 성구조 분포는 <표 1>에 나타나 있다. 생물학적 특징으로 인해 아들만 있는 집단과 딸만 있는 집단의 백분율은 자녀의 수가 많아짐에 따라 계속 반으로 줄어들고 있다. 반면 아들과 딸 모두가 있

〈표 1〉 각 출산진도에서 변수들의 빈도 분포

변수	출산진도 2	출산진도 3	출산진도 4	출산진도 5	출산진도 6+
j+1번째 출산을 한 백분비	3099 (77)	2224 (69)	1488 (63)	913 (58)	871(47)
이전 자녀의 성구조					
딸만	918 (23)	355 (11)	147 (6)	54 (3)	27(1.5)
아들과 딸	2038 (51)	2478 (76)	2075 (88)	1465 (93)	1730 (97)
아들만	1043 (26)	417 (13)	147 (6)	60 (4)	29(1.5)
노후보장에 대한 기대					
함께 거주	1522 (38)	1314 (40)	1026 (43)	737 (47)	910 (51)
소득공유	1931 (48)	1625 (50)	1234 (52)	851 (54)	995 (56)
일반적인 노후 부양	3201 (80)	2660 (82)	1988 (84)	1363 (84)	1567 (88)
장남 또는 외아들	2031 (51)	1683 (52)	1278 (54)	878 (56)	1018 (57)
더 많은 자녀를 원함	3192 (80)	1381 (42)	494 (21)	78 (5)	44 (2)
여성의 교육 수확년도					
무학	987 (25)	935 (29)	822 (35)	657 (42)	975 (55)
초등학교(1-6년)	2119 (53)	1729 (53)	1258 (53)	803 (51)	741 (41)
중학교 이상(7년 이상)	893 (22)	586 (18)	289 (12)	119 (8)	70 (4)
1974년 당시 연령					
30세 이하	1018 (25)	512 (16)	145 (6)	23 (1)	2 (0)
31-35세	958 (24)	831 (26)	564 (24)	274 (17)	136 (8)
36-40세	860 (22)	797 (25)	644 (27)	439 (28)	406 (23)
41-49세	1163 (29)	1110 (34)	1016 (43)	843 (53)	1242 (69)
도시에 거주	2303 (58)	1769 (54)	1135 (48)	647 (41)	586 (33)
표본의 수	3999	3250	2369	1579	1786

주: 괄호 안의 숫자는 각 출산진도에서 그 변수의 값이 차지하는 백분율을 말한다.

는 집단의 백분율은 자녀의 수가 많아짐에 따라 증가되고 있다. 이러한 성구조 분포는 본 자료가 성감별 낙태가 이루어지지 않은 상태에서 자녀의 성구조가 출산력에 미치는 영향을 분석하는데 적합한 것임을 보여준다.

자녀의 수. 이 변수는 성구조 변수가 자녀의 수가 통제된 상태에서 출산행위에 미치는 영향을 측정하기 위해 포함되었다. 사실 자녀의 성구조가 출산행위에 미치는 영향은 자녀의 수가 출산행위에 미치는 영향과는 독립된 상태에서 분석되어질 필요가 있다(Ahmed, 1981; Coombs, Coombs and McClelland, 1975; Coombs and Sun, 1978). 또한 자녀의 수가 많아질수록 출산율은 감소될 것이다.

성구조와 자녀의 수 사이의 상호작용. 남아선호가 모든 출산진도에서

동일한 영향력을 미치는 것은 아니다(Ben-Porath, 1976; Bulatao, 1981; Widmer, McClelland, and Nickerson, 1981). 자녀의 수가 몇인가에 따라 남아 선호가 출산력에 미치는 영향력은 달라질 수 있다 이를테면 딸만 연속해서 5~6명을 낳은 여성이 아들을 얻기 위해 또 다른 아이를 가질 가능성과 2~3명의 딸을 낳은 여성이 아들을 얻기 위해 또 다른 아이를 가질 가능성은 다르다. 성선호는 출산행위에 직접적으로 뿐만 아니라 자녀의 수와 상호 작용하여 간접적으로 영향을 미칠 수도 있는 것이다.

사실 남아선호가 출산행위에 영향을 미친다는 것은 원하는 성의 자식, 즉 아들이 없는 경우 아들을 얻기 위한 출산을 계속하므로 원하는 수의 자식보다 더 많은 수의 자식을 낳을 수 있음을 뜻한다. 아들이 있는 경우에는 원하는 자녀의 수에서 출산을 멈추지만, 없는 경우에는 자녀의 수에 상관없이 출산을 계속 진행한다. 요컨대 기존 자식의 수는 아들의 존재 유무와 상호 관련해서 출산에 영향을 미친다는 것이다. 이런 현상은 성선호와 자녀의 수가 출산행위에 독립적으로 영향을 미치는 통계모형에서는 발견될 수 없다. 성선호와 자녀의 수에 대한 독립적인 효과와 상호작용 효과를 모두 분석할 수 있는 통계모형을 통해서만 발견될 수 있다.

실제자녀수와 기대자녀수의 차이. 자녀의 수는 기존 자식의 성구조 변수가 출산진도에 따라 다를 수 있음을 분석하기 위해 포함된 변수인 반면, 이 변수는 부모가 더 이상 자녀를 원하는지 않는지를 통제된 상태에서 기존 자식의 성구조가 출산행위에 영향을 미치는지를 분석하기 위한 것이다. 부모들은 자식의 성구조가 불만족스러워서가 아니라 더 많은 수의 자식을 원하기 때문에 더 아이를 가질 수 있다. 만약 원하는 자녀의 수가 많으면, 남아선호가 강하다고 할지라도, 첫째, 둘째, 또는 셋째 아이까지의 성구조는 출산행위에 미미한 영향력을 발휘하거나 전혀 영향을 미치지 않을 수도 있다 (Ben-Porath and Welch, 1976). 게다가 기대 자녀의 수의 변화가 성선호보다 출산력 저하에 더 영향을 미칠 수 있음을 말하는 연구 결과도 있다(Coombs and Sun, 1978). 따라서 우리는 실제자녀의 수와 원하는 자녀의 수의 관계를 말하는 변수를 통계모형에서 통제할 필요가 있다. 여기서는 그 변수를 실제 자녀수가 기대자녀수(desired number of children)보다 작은 경우(아이를 더 갖기를 원하는 경우)에는 1로, 실제자녀수가 기대자녀수와 같거나 많은 경우(즉 더이상 아이를 원하지 않는 경우)는 0으로 부호화하여 가변수(dummy variable)로 만들었다. <표 1>에서 보여주는 바와 같이, 자녀의 수 2에서는 응답자의 약 80%(3,192명)가 세 명 이상의 자녀를 원한다고 응답했

고, 자녀의 수 6이상에서는 단지 2%(44명)만이 일곱 이상의 자녀를 원한다고 응답하였다. 본 자료에서 원하는 자녀의 평균 수는 3.2명이고 실제 자녀의 평균 수는 3.6명이었다. 본 자료는 응답자가 일반적으로 원하는 자녀의 수보다 실제 자녀의 수가 더 많다는 사실을 보여주고 있다.

노후보장. 1974년 한국출산력조사의 특징 중의 하나는 개인이 세 가지 요소의 노후보장을 원하는 정도를 측정했다는 사실이다. 첫 번째 요소는 노후에 자식의 경제적 원조에 관한 것이다. 질문 항목은 “여러분은 자녀가 돈을 벌기 시작했을 때 그 소득의 일부를 바칠 것을 기대합니까?”이다. 자식과 소득을 공유하기를 원하는 응답자는 1로 그렇지 않은 응답자는 0으로 부호화되었다. <표 1>에서 보는 바와 같이, 약 반은 원했고 나머지 반은 원하지 않았다. 그 백분율은 자녀의 수가 많아짐에 따라 약간씩(약 2%) 높아지고 있다.

두 번째 요소는 자식의 결혼 후 함께 사는 것에 관한 것이다. 질문항목은 “여러분은 자녀가 결혼 후에 당신과 함께 살기를 기대합니까?”이다. 함께 살기를 원하는 응답자는 1로 그렇지 않은 응답자는 0으로 부호화되었다. <표 1>에서 보는 바와 같이, 응답자의 약 40%는 같이 살기를 기대하는 것으로, 약 60%는 기대하지 않는 것으로 나타났다. 자녀의 경제적 원조와 마찬가지로, 자녀의 수가 많아짐에 따라 자녀와 함께 살기를 원하는 백분율도 약간씩 증가되고 있다.

세 번째 요소는 노후에 자녀로부터의 일반적인 노후부양에 관한 것이다. 질문항목은 “여러분은 노후에 자녀들로부터 부양을 받기를 기대합니까?”이다. 노후 보조를 받기를 기대하는 응답자는 1로 그렇지 않은 자는 0으로 부호화하였다. <표 1>에서 보는 바와 같이, 응답자의 약 80%는 받기를 기대하는 것으로, 나머지 20%는 그렇지 않은 것으로 나타났다. 다른 노후보장에 관한 질문항목들과 마찬가지로, 출산지도가 높아짐에 따라 그 기대수준이 증가되고 있는 것으로 나타났다.

가계계승. 전통적으로 한국 사회에서는 아들을 통해서만 가문에 계승되었다. 따라서 남편이 장남이거나 외아들이면, 그렇지 않은 부인보다 더 강한 남아 선호를 가질 것으로 기대된다. 남편이 장남이거나 외아들이면 부인은 1로 그렇지 않은 부인은 0으로 부호화되었다. <표 1>은 응답자의 51~57%가 남편이 장남 또는 외아들이임을 보여주고 있다.

여성의 교육. 여성의 교육 수준은 수학한 연도 수로 정의되었다. 여성교

육 수준 변수는 3개의 범주로 구성된다. 가장 낮은 교육 수준의 범주는 서구식 정규 교육을 받지 못한 여성들로 구성되고, 국졸이하의 정규 교육을 받은 여성들은 중간 교육 수준의 범주에, 그리고 중학교 이상의 교육을 받은 여성은 가장 높은 교육 수준의 집단에 속한다. 일반적으로 서구식 정규 교육은 여성들에게 자식의 출산에 대한 합리적인 손익 평가를 하도록 이끌었고, 또 자식을 통한 유교식 노후보장과 가계계승의 중요성 그리고 아들 선호 등을 약화시키는데 공헌을 하였다. 그 결과, 우리는 높은 교육 수준의 여성은 낮은 수준의 여성들보다 각 출산진도에서 낮은 출산력을 보일 것으로 가정된다. <표 1>도 자녀의 수가 많아지면서 낮은 교육 수준의 여성들의 백분율은 증가되고 높은 교육 수준의 여성들의 백분율은 감소되고 있음을 보여준다.

여성의 연령. 여성의 연령은 1974년 당시 만 나이로 정의된다. 여성의 연령은 네 개의 범주로 나뉘어 진다. 가장 젊은 연령 집단은 1974년 당시 만 30세 이하의 여성들로 구성되며, 두 번째 젊은 집단은 만 31세부터 35세 사이의 여성들로, 세 번째로 젊은 집단은 만 36세부터 40세까지, 그리고 가장 나이 많은 집단은 만 41세부터 49세까지의 여성들로 구성되었다. <표 1>은 자녀의 수가 증가됨에 따라, 가장 젊은 집단의 구성비는 급격히 감소되는 반면 가장 나이 많은 성원들의 집단 구성비는 급격히 증가되고 있음을 보여준다.

거주지. 거주지는 거주하는 곳의 형태에 따라 정의된다. 농촌지역에 거주하는 사람은 0으로 도시지역 거주자는 1로 부호화되었다. <표 1>은 도시지역에 거주하는 응답자의 백분비가 58%에서 33%에 걸쳐 있고, 자녀의 수가 많아짐에 따라 도시지역에 거주하는 응답자의 백분율이 감소하고 있음을 보여준다.

IV. 분석결과

본 연구의 첫 번째 모형에서는 다른 배경변수들을 무시하고 자녀의 수 변수만 통제된 상태에서 자식의 성구조가 출산행위에 미치는 영향을 분석한다. 우선적으로 기간 의존 모수 추정치를 살펴 보면 γ_1 은 양수이며 γ_2 는 음수임을 알 수 있다. 이는 출산율이 처음에는 상승하였다가 어느 시점부터는

감소하는 포물선 유형을 말하므로, 이차 곡선 모형이 본 연구에 적합한 모형임을 보여준다. 기존자녀 성구조 변수의 계수를 보면, 아들이 없는 여성이 있는 여성보다 높은 출산율을 보여줌을 알 수 있다. <표 2>의 모형1에서 단지 딸만 있는 집단의 출산율을 기준(즉 100)으로 할 때, 아들딸 모두 있는 집단이 다음 아이를 가질 확률은 기준 집단의 81%($\exp^{-0.209} \times 100$)이고 아들만 가진 집단의 확률은 기준 집단의 78%($\exp^{-0.243} \times 100$)이다. 또 자녀의 수가 증가함에 따라 출산율은 감소하고 있다.

두 번째 모형은 남아선호에 영향을 미치는 아들의 가치에 관한 변수 및 다른 인구학적 변수들을 통제하면 성구조 계수에 어떤 변화가 일어나는가를 분석하기 위한 것이다. 만약 노후보장과 가계계승과 같은 아들의 가치 변수들을 통제시켰을 때 성구조 변수가 출산율에 미치는 영향이 매우 약화되거나 유의미하지 않게 된다면, 이는 남아선호 사상에 미치는 아들의 가치가 부모가 아들로부터 기대하는 노후보장 및 가계계승에 대한 개인적 차이로 설명될 수 있다는 사실을 의미한다. 그러나 노후보장 변수 및 가계계승 변수를 통제했을 때, 성구조 변수의 계수에는 아무런 변화가 일어나지 않았다. 반면 노후보장 변수들 가운데는 오직 일반적인 노후 부양 변수만 10% 수준에서 유의미하였을 뿐, 함께 거주나 소득 공유와 같은 변수는 유의미하지 않았다. 노후에 자식에게서 경제적 도움을 받거나 함께 거주하기를 원하는 여성들과 그렇지 않은 여성들은 유의미한 출산율 차이를 보여주지 않았다. 또 남편이 장남이거나 외아들인 여성들은 그렇지 않은 여성들보다 높은 출산율을 보여주었지만, 그런 차이는 10% 수준에서 유의미하였다. 이런 발견들은 남아선호에 미치는 아들의 가치는 개인적인 차원이 아니라 사회적 차원에서 설명되어야 한다는 사실을 뜻한다. 요컨대 조사 당시 부모가 자식으로부터 노후 부양을 받기를 원하는가 안 원하는가와 같은 개인의 의사에 상관없이, 부모가 늙었을 때 자식이 부모를 모시는 것이 당연시되는 규범이 만연한 사회에서는 노후보장에 관한 개인적 의사는 개인의 출산행위에 그다지 관련이 없을 수 있다. 또 우리 나라 족보에서 장남이 아닌 사람은 따로 떨어져 나가 자신을 시조로 하는 종파를 형성한다. 이는 장남이거나 외아들이 아닌 사람들도 사후에 자신에게 제사를 지낼 후손이 필요로 한다는 사실을 뜻한다. 그런 행위는 개인적 차원이 아니라 사회적 차원에서 결정되는 사회적 관습이다. 따라서 남아선호의 원인으로 간주되는 노후보장과 가계계승과 같은 아들의 가치는 사회적 차원에서 설명되어야 할 변수인 것이다.

원하는 자녀의 수가 실제 자녀의 수와 같거나 적은 응답자들이 원하는 자녀의 수가 실제자녀의 수보다 큰 응답자들보다 낮은 출산율을 보여주고 있

〈표 2〉 이중곡선 위험을 모형의 추정치들

변수	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5 ¹⁾
절편	-24.90***	-25.05***	-24.01***	-26.84***	-27.05***
γ_1	24.81***	24.77***	24.77***	31.29***	31.29***
γ_2	-96.98***	-94.04***	-93.99***	-109.85***	-109.85***
아들만(딸만)(1)	-0.248***	-0.272***	-0.191***	-0.205***	0.205***
아들과 딸	-0.209***	-0.209***	-0.134***	-0.158***	0.047
출산진도3(자녀의 수 3)	-0.228***	-0.177***	-0.055	-0.058	-0.306***
출산진도4(자녀의 수 4)	-0.372***	-0.368***	-0.146	-0.117	-0.439***
출산진도5(자녀의 수 5)	-0.480***	-0.518***	-0.100	-0.121	-0.469***
출산진도6+(자녀의 수 6이상)	-0.734***	-0.861***	-0.945***	-1.169***	-1.637***
함께거주		-0.016	-0.014	-0.024	-0.024
소득공유		0.012	0.011	0.014	0.014
일반적인 노후부양		0.051*	0.056*	0.076**	0.076**
장남 또는 외아들		0.034*	0.033*	0.032	0.032
초등학교		-0.091***	-0.090***	-0.107***	-0.107***
중학교이상		-0.379***	-0.377***	-0.440***	-0.440***
연령 31-35세		0.815***	0.817***	0.970***	0.970***
연령 36-40세		0.941***	0.944***	1.139***	1.139***
연령 41-49세		1.075***	1.078***	1.292***	1.292***
더 이상 자녀 원하지 않음		-0.361***	-0.359***	-0.431***	-0.431***
도시에 거주		-0.215***	-0.217***	-0.253***	-0.253***
출산진도3과 아들딸			-0.139*	-0.152*	0.097
출산진도3과 아들만(딸만)			-0.219**	-0.248**	0.248**
출산진도4와 아들딸			-0.257**	-0.348***	-0.027
출산진도4와 아들만(딸만)			-0.208	-0.321*	0.321
출산진도5와 아들딸			-0.458***	-0.557**	-0.209
출산진도5와 아들만(딸만)			-0.324	-0.347	0.347
출산진도6+와 아들딸			0.072	0.114	0.583
출산진도6+와 아들만(딸만)			-0.339	-0.469	0.469
c (요인실림)				2.274***	2.274***
θ 의 누적분포				0.834***	0.834***
적합도검사[G ² (M ₀ M _s)]	587.2 ²⁾	1621.4	17.4		
(자유도)	(6)	(11)	(8)		

주: 1) 모형1-4에서 기존자녀 성구조 변수의 준거집단은 딸만 있는 여성이고, 모형5의 준거집단은 아들만 있는 여성이다.

2) 최초의 적합도 검사에서 비교가 되는 모형은 독립변수들이 포함되지 않은 모형이다.

3) * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

다. 또 원하는 자녀의 수가 통제되었을 때, 성구조와 자녀의 수 변수의 계수들에 아무런 변화가 일어나지 않았다는 사실은 원하는 자녀의 수에 상관없이 자녀의 성구조와 자녀의 수가 여전히 출산행위에 영향을 미친다는 사실을 의미한다. 교육수준에서는, 서구식 정규교육을 전혀 받은 적이 없는 여성들이 가장 높은 출산율을 보였다. 연령별로 보면 가장 젊은 집단이 가장 낮은 출산율을 가장 나이 많은 집단은 가장 높은 출산율을 보였다. 그리고 도시지역의 거주자가 농촌지역 거주자보다 낮은 출산율을 보였다. 모형 2는 모형1에 비해 크게 향상되었다. 모형적합도- $G^2(M1 | M2)$ -는 1621로 자유도 11에서 유의미하였다($p=0.01$).

세 번째로, 자식의 성구조와 자녀의 수 사이의 상호작용 항들이 모형3에 첨가되었다. 그 결과 놀라운 결과가 발생하였다. 성구조에 관한 상관계수는 유의미한 상태로 계속 남아 있지만, 자녀의 수에 관한 상관계수들의 유의도 수준에서 대지진이 발생하였다. 자녀의 수 6+ 변수를 제외하고는 나머지 자녀의 수 변수들의 상관계수들은 유의미하지 않게 되었다. 평균적으로 볼 때, 한국 여성들은 아들을 낳을 때까지 계속해서 아이를 낳는 것이 아니라 내리 6명의 딸을 연속해서 낳으면 대체로 아들에 대한 소망을 포기한다는 것이다. 아들이 없을 때 자녀의 수는 그 수가 6명이 될 때까지는 출산 행위에 직접적으로 영향을 미치지보다는 기존 자식의 성구조를 통해 간접적으로 영향을 미친다는 것이다. 모형적합도 검사도 이런 분석결과를 지지한다. 모형적합도 검사 수치는 $G^2(M2 | M3)=17.4$ 로 유의미하다($df=8, p=0.05$). 하지만 우리는 위의 놀라운 결과가 빠진 변수, 즉 비관찰된 이분산성으로 기인한 것인지를 점검해 볼 필요가 있다.

성구조, 자녀의 수, 그리고 그것들의 상호작용 항들에 대한 상관계수들의 버텨성(robustness)을 점검하기 위해, 네 번째 모형에서는 종속변수의 분포를 두 개의 혼합 분포(c)로 나누고 그 위치(θ)를 추정하였다. 헤크만(Heckman)과 와커(Walker)는 그런 빠진 변수들로 인해 생길 수 있는 이분산성(heterogeneity)을 통제하기 위해 혼합분포를 개발하였다.³⁾ 혼합분포가 2개로 구성되었다는 것은 빠진 변수들로 생길 수 있는 이분산성이 2개의 다른 특성을 가진 분포들로 고려될 수 있다는 사실을 의미한다. 두 개의 다른

3) 헤크만과 싱어가 개발한 혼합분포를 사용하여 비관찰된 이분산성을 통제하였을 때는 로그 가능성 검사(log likelihood-ratio tests)를 통해 θ 를 포함한 통계 모형이 θ 를 포함하지 않은 통계모형보다 향상되었다는 식의 주장을 해서는 안 된다. 왜냐하면 θ 를 포함함으로써 θ 를 포함하지 않았을 때와 다른 분포, 즉 혼합 분포를 가지기 때문이다. 물론 올안 모형(nested model)에 기초한 로 그 가능성 검사 대신 올안 모형에 기초하지 않은 다른 검사를 사용하여 모형의 향상을 점검할 수는 있다(Heckman and Walker, 1987).

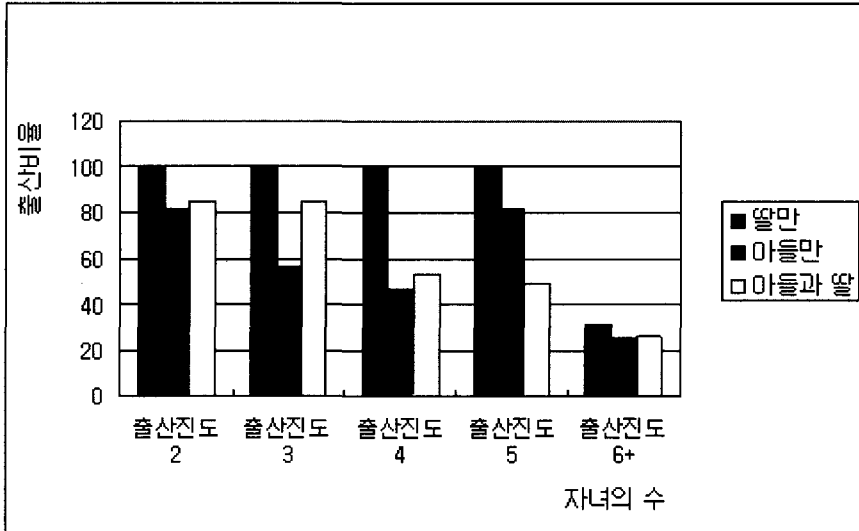
분포 중 하나는 높은 출산율을 가진 개인들로 구성되며, 다른 하나는 낮은 출산율을 가진 개인들로 구성된다. 본 연구의 분석 결과에 의하면, 응답자의 83.4%가 높은 출산율을 가진 개인들로 구성되어 있고 16.6%가 낮은 출산율을 가진 개인들로 구성되어 있다. 그리고 높은 출산율을 가진 여성의 출산율은 낮은 출산율을 가진 여성의 약 $9.72(\exp^{2.274})$ 배이다.

비관찰된 이분산성이 통제되었을 때 성구조 변수의 상관계수는 약간 증가되었지만 상관계수의 방향이나 유의미성에는 변화가 없었다. 자녀의 수의 상관계수들 역시 약간 변화하였지만 그 방향이나 유의미성은 변하지 않았다. 상호작용항 상관계수에서는 '출산진도 4와 아들만'을 제외하고는 계수의 방향이나 유의미성에 차이가 없었다. 출산진도 4와 아들 사이의 상호작용항의 상관계수는 무의미했던 것이 유의미하게 바뀌었다. 단지 이 변수 하나만이 핵크만과 와커의 비관찰 이분산성 변수를 통제했을 때 유의미성이 바뀌었다. 이런 점으로 볼 때, 본 모형의 결과는 상당히 버텨성이 강한 것으로 판명되었다.

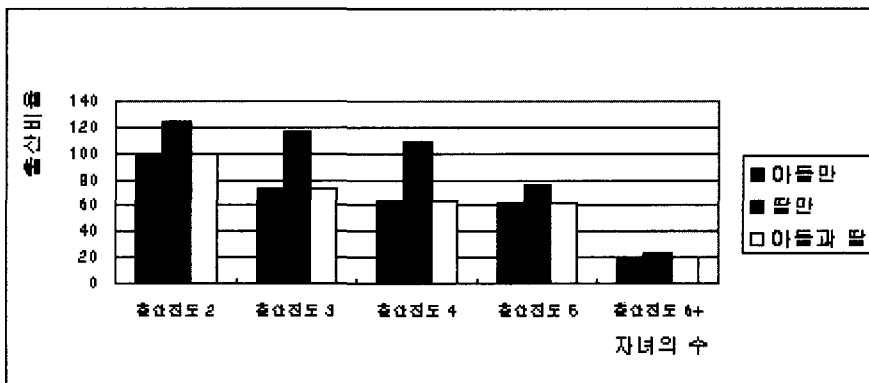
마지막 모형5에서는, 강한 남아선호 사상이 존재함에도 불구하고 최소한 한 명의 딸을 원하는지 그리고 아들이 있는 경우에는 자녀의 수가 출산 행위에 직접적인 영향을 미치는지를 분석하기 위해 준거집단을 딸만 있는 집단에서 아들만 있는 집단으로 바꾸었다. 그 분석 결과는 아들만 있는 집단의 출산율이 아들과 딸 모두 있는 집단과 유의미하게 다르지 않음을 보여준다. 최소한 한 명의 딸을 원하는 다른 남아선호국과 달리, 한국은 그런 성향을 보여주지 않는다. 그러나 준거집단을 아들만 있는 집단으로 한 결과 자녀의 수에 관한 상관계수들은 모두 유의미한 상태로 남게 되었다. 아들이 없는 경우와는 달리, 아들이 있는 경우에는 자녀의 수가 출산 행위에 직접적으로 영향을 미친다는 것이다.

모형 4와 모형 5의 결과에 근거하여, 필자는 성구조와 자녀의 수가 출산율에 미치는 관계를 좀더 명확하게 보여주기 위해 두개의 그래프를 만들었다. <그림 1>은 아들이 없으면 자녀의 수가 6명이 될 때까지 계속 출산행위를 진행했던 한국의 강한 남아선호를 잘 보여준다. 약 40~50년 전 한국 여성들의 출산행위에 있어, 아들이 없을 경우 자녀의 수는 최소한 6명이 될 때까지 출산행위에 영향을 미치지 않았다. 하지만 아들이 있는 경우는 다르다. <그림 2>는 아들이 있으면 자녀의 수가 증가할수록 출산율이 감소하는 경향을 잘 보여준다. 전통적인 한국사회에서, 자녀의 수는 오직 아들이 있는 경우에만 출산율에 영향을 끼쳤을 뿐, 아들이 없는 경우에는 최소한 출산진도 6 이전까지는 영향을 미치지 않았다. 요컨대 자녀의 수는 기존자식의 성

〈그림 1〉 준거집단이 자녀의 수가 2명이고 모두가 딸인 경우에서
자녀의 성구조와 수에 따른 출산비율(이중곡선모형)



〈그림 2〉 준거집단이 자녀의 수가 2명이고 모두가 아들인 경우에서
자녀의 성구조와 수에 따른 출산비율(이중곡선모형)



구조와 상호관련하여 출산 행위에 영향을 미쳤다.

V. 미치는 말

우리는 앞의 통계 분석 결과를 통해 두 개의 중요한 사실을 발견하였다. 하나는 남아선호에 영향을 미치는 아들의 가치가 개인적 차원이 아니라 사회적인 차원에서 설명되어야 한다는 점이다. 노후보장과 가계계승에 관한 변수들을 통제했을 때, 성구조 변수와 자녀의 수 변수의 계수들에는 아무런 변화가 일어나지 않았다. 오히려, 노후에 자식과 소득을 공유하기를 원하는 여성들과 원하지 않는 여성들 사이에, 또 노후에 자식과 함께 거주하기를 원하는 여성과 원하지 않는 여성들 사이에 유의미한 출산율 차이를 보여주지 않았다. 이는 부모가 자식에게서 경제적 도움을 원하든 않든 간에 자식은 늙으신 부모를 모시고 살아야 한다는 우리 나라의 전통적인 삶의 방식 때문이라 생각된다. 이런 삶의 방식이 팽배한 사회에서, 경제적 능력이 없는 늙은 여성이 아들에게서 경제적 도움을 안 받고 같이 안 살려고 하는 행위는 자식 특히 아들을 사회적으로 매장시키는 행위가 될 수 있다. 따라서 젊은 시절에 여성이 자식에게 노후를 의존하겠다는 생각은 늙었을 때 실제로 아들에게 노후를 의존하는지 여부와는 그다지 관계가 없을 수 있고, 또 출산행위에 영향을 미치지 않을 수 있다. 또 장남이 아닌 사람들은 분가하여 따로 분가하여 새로이 종파를 형성하기 때문에, 장남이건 외아들이건 차남이건 상관없이 모두 자손들에게 사후에 제사를 받기를 원하는 상황에서는, 남편이 외아들이나 장남이나 혹은 아니냐는 부인의 출산행위에 있어 별다른 차이를 주지 않을 수 있다.

다른 하나는 남아선호 사상이 강했던 약 40~50여년 전 한국 여성의 출산에서 자녀의 수는 최소한 6명의 자녀를 가질 때까지는 기존 자녀의 성구조와 상호관련하여 영향을 미쳤다. 요컨대 그 당시 여성들이 평균적으로 아들이 없으면 딸을 내리 6명을 낳을 때까지 아들에 대한 욕구를 포기하지 않았다는 사실은 기존자녀의 성구조가 자녀의 수보다 출산행위에 더 큰 영향을 미쳤음을 뜻한다. 그럼 그 6명은 무엇을 의미할까? <표 1>에서 보는 바와 같이 6명 이상의 자녀를 가진 여성들 대부분은 1974년 조사 당시 만 36세 이상의 여성들이다. 그들이 최적 가임연령인 20~29세였을 당시, 아마 1960년대 초반 또는 그 이전에, 그들 주위 여성들이 가지는 평균 자녀의 수는 아마 6명이었다(1960년의 합계출산율은 6.0명이고 1966년은 5.4명이다). 따

라서 우리는 한국 여성들이 주위 사람들이 평균적으로 가지는 자녀의 수 또는 그 보다 1명을 더 낳을 때까지 내리 딸만을 낳으면 아들에 대한 소망을 포기하였다고 볼 수 있다. 또 아무리 강한 아들선호 사상을 가진 사회라고 할지라도, 일반적으로 아들이 없는 여성 모두가 생물학적으로 가능할 때까지 계속해서 아이를 가지는 것이 아니며, 주위의 사람들이 평균적으로 가지는 수까지 아들을 못 낳으면 대개 아들에 대한 소망을 포기하기 쉽다.

오늘날 한국사회에서 내리 5~6명의 딸을 낳은 뒤 아들을 출산한 여성들을 찾기란 매우 힘들다. 강한 남아선호를 가진 많은 여성들이 내리 5-6명의 딸을 연속적으로 낳기 전에 태아 성감별을 통해 인공유산을 시킨 결과로 그럴 수도 있다. 하지만 우리는 딸만 둘 또는 셋을 낳고 출산을 멈춘 부인을, 심지어 딸만 하나 낳고 출산을 멈춘 부인도 흔히 볼 수 있다. 만약 40~50년 전의 남아선호의 강도가 오늘날에도 여전히 유지되어 왔다면, 딸만 있는 부모의 수는 전체 부모 가운데 단지 1.5%를 차지해야 한다. <표 1>에서 6명의 아이를 낳을 때까지 내리 딸만 가진 부모는 전체 부모 가운데 1.5%에 불과하다. 요컨대 딸만 둘 셋 낳고 출산을 멈춘 부인은 100명중 1.5명에 불과하므로 매우 드물어야 하는데 그렇지 않다. 이런 사실은 강한 남아선호를 가진 한국이 대체수준 이하의 출산율 수준에 도달할 수 있었던 배경에는 보편적인 성감별 인공유산 이외의 다른 무엇이 있음을 뜻한다.

그것은 사회적 차원의 출산율에 영향을 미치는 남아선호 강도의 약화, 즉 포기 수준의 저하와 아들을 반드시 낳아야 한다는 여성이 전체 여성들 가운데 차지하는 비율의 감소로 설명해야 한다. 아들을 낳을 때까지 계속 임신을 하거나 또는 성감별 인공유산을 통해 여자 태아를 지우면서 아들 낳기를 희망하는 여성은 결코 오늘날의 보편적인 여성상은 아니다. 오늘날 한국 여성들은 기껏해야 둘 내지 세 명의 딸을 낳으면 대개 아들에 대한 욕구를 포기한다. 이는 포기수준의 저하를 의미한다. 또 아들을 꼭 낳아야 한다는 여성들이 전체 여성들 가운데 차지하는 비율도 급격히 저하되고 있다. 아들이 반드시 있어야 한다는 여성의 비율은 1970년대이래 급속히 감소하여 왔다. 이를테면, 1976년 조사에서 응답자의 76.3%가 아들이 반드시 있어야 한다고 응답했지만(이동원, 1977), 그 비율은 1991년 40.5%, 1994년 26.3%, 1997년 24.8%, 그리고 2000년에 16.2%로 급격히 감소하였다(김승권 외, 2000: 311). 요컨대, 강한 남아선호를 가진 한국이 대체출산 수준 이하의 출산율 수준으로 도달할 수 있었던 것은 남아선호가 사회적 차원의 출산수준에 미치는 영향이 미미해서가 아니라, 사회적 차원의 출산 수준에 영향을 미치는 포기수준과 아들을 꼭 낳아야 한다는 여성들의 비율이 변화했기 때문이다.

참고문헌

- 공세권(1992), "한국에서의 가족형성과 출산형태," 《1991 전국 출산력 및 가족보건 실태조사》, 한국보건사회연구원.
- 김두섭(2000), "성선호에 따른 유아의 성별 차별사망력: 중국의 조선족, 한족과 다이족의 비교분석," 《한국인구학》 23(1): 143-166.
- 김승권·조애저·이삼식·김유정·송인주(2000), 《2000년 전국출산력 및 가족보건실태조사보고서》: 한국보건사회연구원.
- 김일현(1990), "우리나라의 출산성비분석,"《우리나라 인구변동의 분석》, 한국보건연구원, 133-154.
- 김일현·최봉호·이삼식(1990), "남아선호의 결정요인 및 영향력 분석," 《보건사회논집》: 56-82.
- 김태현(1993), "저출산수준과 강한 남아선호관이 사회에 미치는 영향-성·연령별 인구구조의 변화를 중심으로," 《한국인구학회지》 16(2): 1-23.
- 김한곤(1995), "대구 경북지역의 출생시 성비불균형의 실태와 문제점," 《인문연구》 영남대학교 인문과학연구소 16(2): 253-266.
- (1997), "선별적 인공유산의 결정인자에 관한 비교연구," 《한국인구학》 20(1): 65-96.
- 박경애(1993), "임산부의 자녀관: 성선호와 임신동기," 《대한가정학》 31(1): 25-33.
- 변화순·김현주(1993), "가족의식에 관한 한국과 일본의 비교연구-서울과 후쿠오카현을 중심으로," 한국여성개발원.
- 이삼식(1998), "자녀의 성구성에 따른 인공임신중절행태분석," 《보건사회연구》 18(2): 83-105.
- (2001), "남아선호 의식과 행위간 일치성에 관한 연구," 《보건사회연구》 21(2): 34-60.
- 이성용(1996), "행위모형에 의한 26 비서구국가의 성선호 유형," 《한국인구학》 19(2): 19-45.
- 이흥탁(1987), "남아선호가 출산행태 및 가족규모에 미치는 영향," 《한국의 출산력 변동과 전망》: 54-61.
- 진기남·이양재·송은일·김수련(1998), "남아선호도와 여아낙태에 대한 태도," 《가족과 문화》 10(1): 91-105.
- 최인현·김한곤(1993), "한국에 있어서의 급속한 출산을 저하의 영향-문제

점 및 대책,” 《보건사회논총》 13(1): 141-159.

- Ahmed, N. R.(1981), “Family Size and Sex Preferences among Women in Bangladesh,” *Studies in Family Planning* 12: 100-109.
- Arnold, F.(1985), “Measuring the Effect of Sex Preference on Fertility: The Case of Korea,” *Demography* 22: 280-288.
- _____(1987), “The Effect of Sex Preference on Fertility and Family Planning: Empirical Evidence,” *Population Bulletin of the United Nations* 23-24: 44-55.
- _____(1992), “Sex Preference and Its Demographic and Health Implications,” *International Family Planning Perspectives* 18: 93-101.
- _____. Minja Kim Choe and T. K. Roy(1998), “Son preference, the Family-Building Process and Child Mortality in India,” *Population Studies* 52: 301-315.
- _____. and E. C. Y. Kuo(1984), “The Value of Daughters and Son: A Comparative Study of Gender Preferences of Parents,” *Journal of Comparative Family Studies* 15(2): 299-318.
- Basu, A. M.(1987), “Is Discrimination in Food Really Necessary for Explaining Sex Differentials in Childhood Mortality?” *Population Studies* 43: 193-210.
- Ben-Porath, Y., and F. Welch(1976), “Do Sex Preferences Really Matter?” *Quarterly Journal of Economics* 90: 285-307.
- Bulatao, R. A.(1981), “Values and Disvalues of Children in Successive Childbearing Decisions,” *Demography* 18(1): 1-25.
- Cain, M.(1982), “Perspectives on Family and Fertility in Developing Countries,” *Population Studies* 36: 159-175.
- _____(1993), “Patriarchal Structure and Demographic Change,” in *Women’s Position and Demographic Change*, edited by N. Federici, K. O. Mason and S. SoGner. pp. 43-60. Oxford: Clarendon Press.
- Chen, L. C., E. Hug, and S. D’ Souza(1981), “Sex Bias in the Family Allocation of Food and Health Care in Rural Bangladesh,” *Population and Development Review* 7: 55-70.
- Cho, Nam-Hon, Moon-Hee Seo and Boon-Ann Tan(1990), “Recent Change in the Population Control Policy and Its Future Direction in Korea,”

- Journal of Population, Health, and Social Welfare* 10(2): 152-175.
- Coombs, C. H., L. C. Coombs and G. M. McClelland(1975), "Preference Scales for Numbers and Sex of Children," *Population Studies* 29: 275-298.
- Coombs, L. C. and Te-Hsiung Sun(1978), "Family Composition Preferences in a Developing Culture: The Case of Taiwan 1973," *Population Studies* 32: 43-64.
- Coombs, L. C.(1979), "Prospective Fertility and Underlying Preferences: A Longitudinal Study in Taiwan," *Population Studies* 32: 447-55.
- Das, N.(1987), "Sex Preference and Fertility Behavior: A Study of Recent Indian Data," *Demography* 24: 517-530.
- Das Gupta, Monica(1987), "Selective Discrimination against Female Children in Rural Punjab, India," *Population and Development Review* 13: 77-100.
- De Tray, D.(1984), "Son Preference in Pakistan: An Analysis of Intentions vs. Behavior," *Research in Population Economics* 5: 185-200.
- Gu, Baoshang and Ktishna Roy(1995), "Sex Ratio at Birth in China, with Reference to Other Areas in East Asia: What We Know," *Asia-Pacific Population Journal* 10: 17-42.
- Heckman, James and B. Singer(1984), "A Method for Minimizing the Impact of Distribution Assumptions in Econometrics Models for Duration Data," *Econometrical* 52: 271-320.
- Heckman, J. and J. Walker(1987), "Using Goodness of Fit and Other Criteria to Choose among Competing Duration Models: A Case Study of Hutterite Data," in *Sociological Methodology 1987*, edited by C. C. Clogg, pp. 247-307. American Sociological Association, Washington, DC
- Larsen, U, Woojin Chung and M. Das Gupta(1998), "Fertility and Son Preference in Korea," *Population Studies* 52: 317-325.
- Lavelly, W. J. Li and J. Li(2001), "Sex Preference for Children in a Meifu Li Community in Hainan, China," *Population Studies* 55: 319-329.
- Lee, Sung Yong(1995), *The Effect of the Value of Children on Sex Preference: A Comparative Study of Korea and Jamaica*. Doctoral dissertation, University of Wisconsin at Madison.
- Leete, R.(1987), "The Post-Demographic Transition in East and South East Asia: Similarities and Contrasts with Europe," *Population Studies* 41:

187-206.

- Leung, S. F.(1988), "On Tests for Sex Preference," *Journal of Population Economics* 1: 95-114.
- Mason, K. O.(1993), "The Impact of Women's Position on Demographic Change during the Course of Development," in *Women's Position and Demographic Change*, edited by N. Federici, K. O. Mason, and S. SoGner, pp. 19-42. Oxford: Clarendon Press.
- Nag, M.(1991), "Sex Preference in Bangladesh, India, and Pakistan, and Its Effect on Fertility," Working Papers 27, New York: The Population Council.
- Nugent, J. B.(1985), "The Old Age Security Motive for Fertility," *Population Development Review* 11(1): 75-97.
- Park, Chai Bin(1978), "The Fourth Korean Child: The Effect of Son Preference on Subsequent Fertility," *Journal of Biosocial Science* 10: 95-106.
- _____(1983), "Preference for Sons, Family Size, and Sex Ratio: An Empirical Study of Korea," *Demography* 20: 333-352.
- _____. and Nam-Hoon Cho(1995), "Consequences of Son Preference in a Low-Fertility Society: Imbalance of the Sex Ratio at Birth in Korea," *Population and Development Review* 21: 59-84.
- Rahman M. and J. Da Vanzo(1993), "Gender Preference and Birth Spacing in Matlab, Bangladesh," *Demography* 30: 315-332.
- Repetto, R. G.(1972), "Son Preference and Fertility Behavior in Developing Countries," *Studies in Family Planning* 70(4): 70-76.
- Sheps, M. C.(1963), "Effects on Family Size and Sex Ratio of Preferences Regarding the Sex of Children," *Population Studies* 17: 66-72.
- Trussel, J. and T. Richards(1985), "Correcting for Unmeasured Heterogeneity in Hazard Models using the Heckman-Singer Procedure," in *Sociological Methodology*, edited by N. B. Tuma, pp. 242-276. American Sociological Association, Washington, DC
- Trussell, J. and G. Rodriguez(1990), "Heterogeneity in Demographic Research," in *Convergent Issues in Genetics and Demography*, edited by J. Adams, A. Hermalin, D. Lam and P. Smouse, pp. 111-132. New York: Oxford University Press.

- Westoff, C. F. and N. B. Ryder(1977), "The Predictive Validity of Reproductive Intentions," *Demography* 14: 431-454.
- Williamson, N. E.(1976), *Sons or Daughters*. Beverly Hill: Sage Publications.
- Widmer, K. R., G. H. McClelland, and C. A. Nickerson(1981), "Determining the Impact of Sex Preference on Fertility: A Demonstration Study," *Demography* 18: 27-37.
- Yi, Kei-Mu, B. Honore and J. Walker(1987), *CTM: A User's Guide*. unpublished, University of Chicago.
- Yount, K. M., R. Langsten, and K. Hill(2000), "The Effect of Gender Preference on Contraceptive Use and Fertility in Rural Egypt," *Studies in Family Planning* 31: 290-300.
- Zeng Yi, Tu Ping, Gu Baochang, Xu Yi, Li Bohua, and Li Yongping(1993), "Causes and Implications of the Recent Increase in the Reported Sex Ratio at Birth in China," *Population and Development Review* 19(2): 283-302.