

장기적 인적자본 형성을 위한
조세·재정정책: 출산율
결정요인에 대한 경제학적 분석

2006. 12

김현숙·류덕현·민희철

서 언

지난 10여년간 우리나라는 유례가 없을 정도로 급격한 합계출산율의 하락을 경험하고 있다. 출산율의 하락은 경제성장의 동력인 인적자본의 형성을 저해하고 급속한 고령화와 함께 생산가능인구 비중을 축소시켜 결국에는 경제성장을 위축시키게 된다. 현재 정부는 저출산 및 고령화 사회의 문제점을 심각하게 인식하고 이에 대한 정책적 대응 마련에 고심하고 있다. 이에 따라 선진국에서의 수십 년에 걸친 출산장려정책을 분석하고 우리나라에 적절한 정책을 찾으려는 노력이 시작되고 있는 가운데 과연 다른 나라와는 비교할 수 없을 정도로 급격히 나타나고 있는 우리나라 저출산 현상의 원인은 무엇인지를 먼저 확인하는 것이 중요하다.

본 보고서는 저자들이 장기적 인적자본 형성을 위한 정책과제의 1차연도 보고서로 우리나라 출산율을 결정하는 경제학적 요인에 대한 다각적인 검토를 주요한 분석내용으로 집필하였다. 이와 같은 분석은 출산율을 제고하기 위해 필요한 정책적 수단과 그 효과를 분석하기 위해서는 반드시 필요한 일차적 단계이며, 본 연구결과에 기초하여 연구자들은 2007년에 정책과제의 2차연도 보고서로 출산율을 제고하기 위한 정부의 정책수단과 그 효과를 분석할 예정이다.

한 가구의 출산의사결정은 매우 복합적인 요인에 의해 좌우되며 경제적인 요인 외에 자녀에 대한 가치관, 가입력의 차이 등에 의해 영향을 받는다고 알려져 있다. 또한 여성의 출산의사결정은 여성의 또 다른 중요한 의사결정인 결혼, 취업 등과 함께 맞물려서 이루어지므로 출산을 결정하는 요인이 과연 무엇인지를 정확하게 도출하고 그 중 정부의 정책수단을 통해 통제가능하거나 조정할 수 있는 변수들을 찾아내는 작업은 매우 어려운 일이다. 이런 어려움에도 불구하고

고 정책적 수단발굴이 시급한 과제에 대해 집중적인 연구를 수행한 저자들의 노고에 격려의 박수를 보내고 싶다.

본 보고서의 연구자들은 개인의 출산의사결정 모형을 구축하고 우리나라 출산력에 대한 미시 서베이 자료를 이용하여 출산에 영향을 미치는 경제학적 변수들을 추정하였으며, 동시에 거시집계변수를 이용한 거시분석을 통해 남성의 소득과 여성의 임금이 출산율에 미친 영향을 살펴보았다. 이와 같은 분석을 통해 현재 우리나라에 나타나고 있는 급격한 출산율 하락의 원인을 세밀하게 밝히고, 가구의 소득이나 여성의 학력, 임금 변수와 같은 경제적 변수가 출산율 하락에 큰 역할을 하고 있다는 점을 발견했다는 점에서 매우 의의가 큰 보고서라 하겠다.

본 보고서는 본원의 김현숙, 류덕현, 민희철 3인의 전문연구위원들이 공동으로 집필하였다. 저자들은 미시분석을 위해 필요한 연구자료의 수집을 위해 상당한 노력을 기울였고 방대한 문헌조사를 통해 기존의 연구방법론을 분석하고 적절한 계량기법을 발굴하여 우리나라 출산율 결정요인에 대한 유의미한 결과를 도출하였다.

저자들은 연구과정에서 많은 격려를 보내준 본원의 연구위원들에게 감사하며 특히 기존의 출산의사결정 모형의 문헌 연구를 도와준 본원의 우석진 초청연구위원에게 고마움을 밝히고 있다. 또한 보고서의 토론과정에서 좋은 제안을 해준 참여자들과 보고서 심사과정에서 보고서를 끝까지 읽고 유용한 의견을 제시해준 익명의 평가자들에게도 감사를 표시한다. 마지막으로 연구보고서의 정리 및 편집을 도와준 안상숙 연구조원과 주한미 연구조원에게도 감사를 표한다.

끝으로 본 보고서의 내용은 전적으로 저자들의 견해이며, 한국조세연구원의 공식견해가 아님을 밝히는 바이다.

2006년 12월

한국조세연구원

원장 최 용 선

요약 및 정책적 시사점

본 연구는 장기적 인적자본의 형성을 위한 정책과제의 1차연도 과제로 출산율을 결정하는 경제학적 요인에 대해 세밀하게 분석한다. 분석의 초점은 가구의 소득수준이나 남성의 소득, 여성의 학력, 여성의 경제활동참여율의 증가, 여성임금의 증가, 여성의 혼인연령의 변화에 맞추어진다. 이미 가치관이나 사회적 요인들이 출산율에 미친 영향은 다른 선행연구에서 충분한 관심과 조명을 받은 것과 달리 자료의 부재문제나 경제학적 관심도의 부족으로 인해 경제적 요인의 영향에 대해서는 분석이 미비하였던 것이 사실이다.

따라서 본 연구는 기존의 연구가 수행하지 못했던, 하지만 매우 중요한 분석의제들을 설정하고 자료를 사용한 엄밀한 방법론으로 분석하고 있다. 본 보고서의 구성은 다음과 같다. 우선 제II장에서는 우리나라와 OECD 국가들의 출산율 현황을 분석하고 출산율에 영향을 주는 일반적인 요인들에 대해 살펴본다. 제III장에서는 기존의 출산율에 대한 Becker의 이론적 모형을 소개하고 count 모형, survival analysis, 생애주기가설에 따른 구조적 동학모형 등 선행 실증연구결과를 정리하여 소개한다. 제IV장은 미시분석으로 자녀 수에 대한 count 모형과 결혼 및 출산간격에 대한 survival analysis로 구성되어 있다. 제V장은 거시분석으로 거시집계자료를 이용하여 연령별 출산율과 남성 및 여성의 소득, 임금과의 관계를 제시한다. 제VI장에

서는 제IV장과 제V장의 분석을 연계하여 각 설명변수들이 출산율에 주는 영향을 살펴보고 향후 정책수단 개발에 있어서의 시사점을 찾는다. 마지막 VII장은 요약 및 결론으로 본 연구의 핵심결과를 요약하고 향후 2차연도 연구의 방향에 대해 소개한다. 본 연구의 장별 주요 내용을 요약하면 다음과 같다.

먼저, 제II장은 우리나라 및 OECD 국가들의 출산율 현황을 분석하고 출산율에 영향을 주는 일반적인 요인들을 설명하고 있다. 우리나라 합계출산율은 1960년에는 6.0명으로 매우 높은 수준이었으나 산업화와 가족계획사업의 시행 이후 지속적으로 저하하고 있다. 1983년 2.08명으로 인구대체 수준(2.1명) 이하에 머물렀고, 1985년 후 약 10여 년간은 1.6~1.7명의 수준을 유지하였다. 하지만 IMF 경제위기 이후 출산율은 이상변동을 하기 시작하여 1998년 이후 1.5명 이하로 급락하였고 2005년 1.08명으로 세계 최저 수준을 보이고 있다. 이렇게 급격한 출산율 저하를 초래한 원인은 무엇인가? 앞서 설명한 바대로 정부의 강력한 가족계획사업 및 인구정책이 그 첫 번째 원인으로 설명될 수 있을 것이다. 다음으로 많이 논의되는 저출산의 원인은 사회경제발전이다. 우리나라의 경제발전과 출산율은 강한 음(-)의 상관관계를 갖는다. 즉, 국민소득 상승, 교육수준 향상, 보건의료 수준 발달, 영아사망률 급감, 少자녀 선호의 가치관의 변화 등으로 인해 출산율은 현격하게 낮아졌다. 하지만 무엇보다도 여성의 노동시장참여 확대와 육아 및 교육비용 상승은 출산율을 더욱 더 낮추는 결과를 가져왔다. OECD 국가들에서 출산율은 과거 수십 년에 걸쳐 하락해 오고 있다. OECD 국가의 합계출산율은 1970년의 2.7명에서 2002년 1.6명으로 하락했음을 알 수 있다. 2002년에는 멕시코와 터키를 제외한 모든 회

원국들이 대체출산율(replacement level) 이하의 출산율을 기록하고 있다. 이러한 출산율의 하락과 지연은 출산에 영향을 미치는 많은 사회적 구조적 원인과 가정에서 여성의 성 역할(gender role)의 변화에 기인한 가치관의 변화 등에서 그 원인을 찾을 수 있다. 구조적 원인으로는 교육, 여성의 노동참여로 인한 소득의 변화, 여성의 노동참여에 영향을 미치는 노동조건 변화, 그리고 가족형성패턴을 변화시키는 혼인 여부에 대한 결정 및 기타요인들이 있다. 사회적 가치관의 변화를 주요한 원인으로 삼는 것으로는 가족과 성 역할(family and gender role)에 대한 여성의 태도 변화이다.

제Ⅲ장은 출산율 결정을 다루는 이론적 모형과 실증분석을 소개 및 설명하고 있다. 이론적 연구의 근간은 Heckman & Willis(1975)의 생애효용모형과 Becker(1960, 1973, 1976)의 Quantity-Quality 모형, Easterlin(1968)의 세대 간 상대소득에 따른 출산율 결정이론으로 대표될 수 있다. Becker의 Quantity-Quality 모형은 Becker(1960)와 Becker(1976)의 발전과정을 거쳐 출산율 결정에 대한 이론적 모형의 근간이 된다. Becker(1960)는 Quantity-Quality 모형의 기본적인 틀을 처음 제시한 논문으로 자녀의 질적 수준의 초기 부존자원에 대한 고려가 없고 자녀 수에 대한 소득탄력성이 자녀의 질적 수준에 대한 소득탄력성보다 크다는 가정을 이용하여 가구의 소득이 증가하면서 자녀 수가 감소한다는 명제를 도출한다. 반면 Becker(1973)는 소득탄력성과 가격탄력성 내용을 추가하였으며, Becker(1976)는 초기 부존자원에 대한 고려를 통해 자녀 수와 자녀의 질적 수준의 소득탄력성의 크기에 대한 결론이 사전적인 가정 없이 도출되도록 수정하였다. 출산율 결정이론의

또 다른 축을 이루고 있는 Easterlin(1968)은 Becker의 정태적인 아이디어와는 달리 가구나 개인의 선호의 시간적인 변화를 반영하고 세대 간 소득의 차이나 세대별 인구 수의 차이가 출산율에 미치는 영향을 집중적으로 분석하여 보다 동태적인 관점에서 출산을 결정요인을 찾고 있다. 그의 가설에 따르면 젊은 세대의 근로자 수가 감소하게 되면 노동시장에서의 경쟁이 약해져 임금이 높아지고 이로 인해 생활수준이 높아져 결혼과 출산이 증가하게 된다. 또한 아버지 세대의 소득에 대한 자신 세대의 잠재적 소득의 비율이 높을수록 결혼을 할 가능성이 높고, 자녀출산도 많아진다는 가설을 제시하였다. 그러나 어떤 한 시점에서 상대적으로 인구가 적어 노동시장의 진입도 용이하고 소득도 높아져 출산을 많이 하게 되면 약 20년 후의 자녀세대는 노동시장의 진입이 어렵고 소득도 낮아져 출산율이 감소하는 형태가 된다는 것이다. 다음으로 여성의 출산결정에 대한 실증 문헌은 주로 다음과 같은 몇 가지의 주요한 질문에 대한 답을 찾는 과정에 대한 것이 주된 연구영역이다. 첫째, 완결출산(completed fertility)결정에 미치는 요소는 무엇인가?, 둘째, 출산의 간격 및 출산시기 결정에 미치는 요소는 무엇인가?, 그리고 마지막으로 가상정책(counterfactual policy)이 여성의 출산결정에 미치는 효과는 얼마나 되나? 등이다.

제IV장에서는 기존의 출산율에 대한 Becker의 이론적 모형을 소개하고 출산력 자료와 여러 사회경제적 자료들을 사용하여 미시적인 수준에서 출산율 결정에 관한 실증분석을 수행하였다. 먼저, 출산과 결혼간격에 대한 survival analysis를 통해서 2003년 출산력 자료와 1979년 이후 매월노동통계 자료를 활용하여 다양한 경제적, 사회·문화적 변수들이 첫 출산간격과

두 번째 출산간격에 영향을 미치는 효과를 분석하였다. 특히 우리나라 출산간격에 관한 종전 연구들이 살펴보지 못했던 여성임금 및 남성소득의 효과에 대해 가능한 자료를 활용하여 분석을 실시하였다. 이 연구의 실증분석에 의하면 여성임금의 상승은 통계적으로 유의미하게 첫 출산과 두 번째 출산 모두를 지연시키며 동시에 출산중단의 가능성도 높이는 것으로 나타났으나, 반면에 남성의 소득이 출산간격에 미치는 효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이러한 결과는 다른 사회·문화적 변수를 포함하였을 경우에도 계속 유지되었다.

또한 우리나라의 특수한 현상으로 첫 자녀의 성별이 두 번째 자녀의 출산에 미치는 효과도 매우 유의한 것으로 나타났는데, 그 효과는 출산지연보다는 출산중단으로 나타남을 확인할 수 있다. 여성임금과 남성소득 외에 첫 자녀의 여아 여부, 남편과 부인의 형제·자매 수, 거주지 등 다양한 사회·문화적 변수 역시 출산간격에 중요한 영향을 미치는 것을 확인하였다.

다음으로 자녀 수를 결정하는 count 모형을 통해서는 먼저, 가구소득이 출산자녀 수를 유의적으로 증가시킨다는 점을 발견하였다. 이는 40세 혹은 45세 이상의 기혼여성을 대상으로 추정된 완결출산을 분석에서 나타난 것으로 소득의 증가에 따른 소득효과가 자녀 수의 증가를 가져온 것으로 해석할 수 있다. Becker의 Quantity-Quality 모형에 따를 경우 자녀의 질적 수준에 대한 부존자원의 수준이 가구소득에 크게 연동될수록 소득의 증가는 자녀 수의 증가를 가져오게 된다. 이는 계층 간 이동성이 작은 경우 가구소득이 높으면 이미 자녀의 질적 수준에 대한 부존자원이 큰 것이므로 자녀의 질적 수준보다는 자녀 수를 증가시키는 데 가구의 소득을 사용할 수 있기 때문이다.

다음으로 기혼여성의 임금과 학력수준이 자녀 수에 미치는 영향은 다음과 같다. 자녀 수 결정모형에서는 항상소득가설에 입각하여 계산한 부인의 임금수준을 구하기가 어려워 여성의 임금변수에 대한 대리변수로 기혼여성의 학력수준을 이용하였다. 기혼여성의 학력수준은 40세 이상의 표본을 대상으로 한 실증분석 결과에서는 자녀 수에 매우 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 고학력 여성들은 저학력 여성들보다 출산하는 자녀가 더 적다는 것이 뚜렷하게 발견되고 있다. 허들모형을 이용한 경우에는 기혼여성의 학력이 자녀출산 여부보다는 자녀 수에 더 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 기혼여성의 경제활동참여가 자녀 수에 미치는 영향은 다음과 같다. 40세 이상의 가임기가 거의 끝난 기혼여성그룹에서는 경제활동참여 여부가 자녀 수에 큰 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 반면 40대 미만의 젊은 세대들은 기혼여성이 직장을 가진 경우 출산자녀 수가 적은 것으로 나타났다. 이런 결과는 40대 미만 여성의 경제활동참여율이 더 높고 현재 출산 과정에 있으므로 취업자체가 출산에 장애요인으로 작용할 가능성이 크기 때문이다. 그런데 가임기는 물리적으로 정해져 있으므로 지속적인 취업으로 인해 자녀출산에 장애가 생긴다면 결국 가임기 전체에 걸쳐 자녀를 출산하는 빈도는 낮게 된다. 그 외 남아선호사상 혹은 첫째 자녀가 딸인 경우와 기타 가치관 변수가 자녀 수에 미친 영향들을 분석하였다.

제V장은 거시분석으로 거시집계자료를 이용하여 연령별 출산율과 남성 및 여성의 소득, 임금과의 관계를 제시한다. 우리나라 출산율의 급격한 감소의 원인으로는 정부의 강력한 가족 계획사업 및 인구정책, 사회경제발전에 따른 여성의 노동시장

참여 확대와 육아 및 교육비용 상승, 영아사망률 급감, 少자녀 선호로의 가치관 변화 등이 거론되고 있다. 출산에 대한 결정과 여성의 노동시장참여 결정 등은 ‘집단적인 성격(collective property)’을 띠고 있는 변수이다. 따라서 출산율과 여성노동시장 참여 양태, 즉 여성노동공급과의 관련성을 규명하기 위해서는 집계변수를 사용한 거시적 수준에서의 분석이 필요하다. 우리는 출산율 결정을 설명하는 여러 가설들 중 신가계경제학의 이론적 가설을 실증분석의 모형으로 채택하였다. 분석 결과 여성의 노동시장임금의 상승효과는 젊은 연령층의 출산율에 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타났고, 남성소득은 젊은 연령층보다 나이가 많은 층에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 또한 상대소득가설의 검증을 통해 우리는 세대 간 상대소득의 차이가 출산율에 미치는 효과는 연령대가 젊은 계층에 더 크다는 것을 파악할 수 있었다.

제VI장에서는 제IV장의 미시적 분석과 제V장의 거시적 분석을 연계하여 각 설명변수들이 출산율에 주는 영향을 살펴보고 향후 정책수단 개발에 있어서의 시사점을 찾는다. 주요하게 고려하고 있는 논점들로는 우선, 자녀 수와 자녀의 질적 수준에 대한 검토이다. 이를 통해 인적자본 형성과 경제성장이라는 관점에서 출산율의 양적인 감소는 기술진보와 생산성 향상과 같은 질적인 변화를 수반하지 않는 이상 잠재성장률에 부정적인 영향을 줄 것이라는 함의를 도출할 수 있다.

다음으로 여성의 학력, 시장임금 및 경제활동참여율에 대한 검토이다. 이를 통해서도 여성의 노동시장참여율과 출산율이 양(+)의 관계를 도출하기 위해 필요한 정책적 배려가 무엇이어서 되는지에 대한 원초적인 고민과 분석을 제공한다. 즉, 여성

노동시장참여율 제고가 출산을 감소로 나타나지 않기 위해 어떤 정책적 고려가 필요한지에 대한 고민을 던져주고 있다. 그리고 이러한 분석들에 기초하여 정부의 정책적 수단은 결국 중(장)기적 인적자본 충원의 보고인 여성노동을 적극적으로 활용하면서 그와 동시에 직장생활과 자녀의 출산, 양육을 양립할 수 있는 노동시장 환경을 조성하고 일하는 어머니의 양육을 효과적으로 지원하는 것이라고 볼 수 있다. 이를 위해 개발 가능한 정책수단과 정책수단별 효과에 대한 구체적 분석은 2차연도 과제로 남긴다.

마지막 VII장은 요약 및 결론으로 본 연구의 핵심결과를 요약하고 향후 2차연도 연구의 방향에 대해 소개한다.

목 차

I. 서론	21
II. 출산율 현황 분석	23
1. 우리나라 출산율의 현황 및 변천과정	23
2. OECD 국가들의 출산율 현황 및 하락요인에 관한 연구	28
가. 교육	29
나. 소득	33
다. 노동시장의 조건	37
라. 혼인 여부	45
마. 기타 구조적 요인들	46
III. 출산율 결정에 대한 선행연구	47
1. 출산율 결정의 이론적 모형	47
2. 실증적 연구	52
IV. 출산율 결정요인에 대한 연구: 미시적 분석	59
1. 결혼과 출산간격에 대한 Survival Analysis	59
가. 도입	59
나. 자료	63
다. 모형의 추정 및 결과	69
라. 결과요약 및 향후 과제	85
2. 자녀수 결정모형 : Count 모형	86

가. 완결출산율과 자녀 수	86
나. 자 료	89
다. 출산자녀 수 분포설정과 자녀 수 결정요인 회귀분석	90
라. 불완결출산율(incompleted fertility rates) 대	
완결출산율	104
마. 자녀출산 여부와 자녀 수 모형의 분리 : 허들 모형	110
바. 기혼여성 경제활동참여의 내생성 문제	114
사. 실증분석 결과의 요약	119
아. Becker 이론의 검증	122
3. 합계출산율과 완결출산율	124
가. 완결출산율의 변화	124
나. 출산지연효과와 합계출산율	132
V. 출산율과 여성노동공급에 관한 거시적 실증분석	141
1. 문제제기	141
2. 출산율 결정에 관한 경제학적 가설 및 자료에 대한 설명	144
가. 출산율 결정이론	144
나. 자료에 대한 설명	147
3. 실증분석	148
가. 벤치마크 - 가설1에 대한 검증	148
나. 상대소득가설 검증 - 가설2에 대한 검증	157
4. 소결 및 정책적 시사점	161
VI. 미시적·거시적 분석의 결과에 대한 해석과 정부정책에	
대한 함의	164
1. 미시적 분석과 거시적 분석의 해석과 연계	164
가. 미시적 분석의 함의	164
나. 거시적 분석의 함의	175

다. 미시적 분석과 거시적 분석의 연계	176
2. 정책적 시사점	181
VII. 요약 및 결론	187
참고문헌	194
〈부록 1〉	199
〈부록 2〉	203

표 목 차

<표 II- 1> 우리나라 합계출산율 및 출생아 수 변동 추이(1960~2004)	23
<표 II- 2> 주 출산연령층 출산율과 모(母)의 연령대별 비중	25
<표 IV- 1> 출산간격에 대한 기초통계량	65
<표 IV- 2> 설명변수의 정의	68
<표 IV- 3> 설명변수의 기초통계	68
<표 IV- 4> 기본모형 추정결과	73
<표 IV- 5> 개인의 관찰되지 않는 이질성을 고려한 모형	78
<표 IV- 6> 출산지연과 출산중단을 결정하는 요인을 동시에 추정한 결과	82
<표 IV- 7> 전국 출산력 자료 주요변수 기초통계	90
<표 IV- 8> 총출생아 수 분포	93
<표 IV- 9> 예상 출생아 수 분포	93
<표 IV-10> 포아송 분포에 따라 무작위 추출된 출산자녀 수	94
<표 IV-11> 출산자녀 수 결정요인 분석 (포아송 분포 가정)	98
<표 IV-12> 출산자녀 수 분산분포 검정식	98
<표 IV-13> 출산자녀 수 결정요인 분석 (감마 count 분포가정)	99
<표 IV-14> 만 40세 이상 기혼여성의 출산자녀 수 결정모형	101
<표 IV-15> 만 45세 이상 기혼여성의 출산자녀 수 결정모형	103
<표 IV-16> 가임기간 통제분석과 예상 출산자녀 수 분석 비교(Gamma 분포)	108
<표 IV-17> 가임기간 통제분석과 예상 출산자녀 수 분석 비교 (18~39세 대상)	109

<표 IV-18> 예상 출산자녀 수에 관한 허들모형	113
<표 IV-19> 출산자녀 수에 관한 내생적 Switch 모형 (40세 이상)	117
<표 IV-20> 출산자녀 수에 관한 내생적 Switch 모형 (18~39세)	118
<표 IV-21> 출산자녀 수에 관한 모형결과 비교	119
<표 IV-22> OECD 국가들의 완결출산율 추이	125
<표 IV-23> 우리나라의 완결출산율 추이	126
<표 IV-24> 완결출산율 추정(2003 출산력자료 기준)	130
<표 IV-25> 미혼율 고려시 완결출산율 추정 (2003 출산력자료 기준)	131
<표 IV-26> 연령별 출산율과 합계출산율 추이	134
<표 IV-27> 출산율 계산에 이용가능한 자료 및 모형의 범위 ..	138
<표 IV-28> 2003년 출산력 자료를 이용한 2000년 합계출산율	138
<표 IV-29> 합계출산율의 추정(2000년)	139
<표 V- 1> 주요국의 합계출산율	143
<표 V- 2> 연령대별 출산율에 관한 도구변수(IV) 회귀분석 (1975~2004)	156
<표 V- 3> 연령대별 출산율 탄력성 추정(1975~2004)	157
<표 V- 4> 상대소득가설 검정을 위한 회귀분석 I : 20~24세 그룹(1975~2004)	160
<표 V- 5> 상대소득가설 검정을 위한 회귀분석 II : 25~34세 그룹(1975~2004)	160
<표 V- 6> 상대소득가설 검정을 위한 회귀분석 III : 20~39세 그룹(1975~2004)	161
<표 VI- 1> 자녀 수에 대한 설명변수별 한계효과	172
<표 VI- 2> 내생적 전환 포아송 분포이용시 자녀 수에 대한 한계효과	174

<표 VI- 3> 한국과 주요국의 연령그룹별 노동시장참여율 (2000년 기준)	182
<부표 1> ADF 단위근 검정 결과	204
<부표 2> 출산율과 노동시장 변수 사이의 Johansen 공적분 검정	205
<부표 3> 최우추정법에 의한 장기균형관계와 조정계수 추정	206
<부표 4> 그랜저 인과성 검정	206

그림목차

[그림 II- 1] 합계출산율의 변동추이와 인구정책 변천 (1960~2004)	25
[그림 II- 2] 우리나라 합계출산율과 1인당 국민소득의 관계	26
[그림 II- 3] 출산율과 여성경제활동참여율(20~39세)	27
[그림 II- 4] 연령대별 성별 임금격차 (남성임금/여성임금)	27
[그림 II- 5] OECD 국가의 합계출산율(TFR)의 추이	28
[그림 II- 6] OECD의 고등교육기관 여성등록률과 합계출산율 상관계수 (1980~1999)	30
[그림 II- 7] OECD 국가들의 학력별 여성의 출산율	32
[그림 II- 8] OECD 국가의 1인당 GDP와 첫 출산의 평균나이 및 합계출산율의 상관관계	34
[그림 II- 9] 상이한 소득수준에 따른 출산율의 분포	36
[그림 II-10] OECD 국가들의 여성고용률과 합계출산율 사이의 상관관계(1980~1999)	38
[그림 II-11] 여성고용률과 합계출산율의 국가 간 상관관계 (1980년과 2000년)	39
[그림 II-12] 비상근직과 임시직 비율과 합계 출산율의 국가 간 상관관계	40
[그림 II-13] 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 고용률 차이	41
[그림 II-14] 연령과 자녀 수에 따른 여성들의 고용률 비교 (2003년)	42
[그림 II-15] 실업률과 합계출산율 사이의 국가 간 상관관계 (1977~2000년)	44

[그림 II-16] 출생아 중 혼인 외 출생자녀 비중	45
[그림 II-17] 혼인 외 출생아 비중과 합계출산율 사이의 국가 간 상관관계	46
[그림 III- 1] 사회계층 간 이동성에 따른 가구소득과 자녀 수 관계	49
[그림 III- 2] 사회계층 간 이동성에 따른 가구소득과 자녀 수준에 대한 지출관계	50
[그림 IV- 1] 결혼 후 첫 출산에 이르는 생존함수 (Kaplan-Meier Survival Function)	66
[그림 IV- 2] 결혼 후 첫 출산에 이르는 위험함수 (Kaplan-Meier Hazard Function)	66
[그림 IV- 3] 2000년에 결혼한 여성이 첫 출산에 이르는 생존함수	84
[그림 IV- 4] 관측된 출생아 수와 포아송 분포에 따른 출생아 수 분포 비교	95
[그림 IV- 5] 기혼여성 연령별 출생아 수 및 예상 출생아 수 (2003 출산력자료)	127
[그림 IV- 6] 기혼여성 연령별 소득조정 출생아 수	129
[그림 IV- 7] 연령별 미혼율 추이	135
[그림 V- 1] 여성임금과 출산율 변화	150
[그림 V- 2] 남성소득과 출산율 변화	152
[그림 V- 3] 우리나라의 합계출산율: 실제와 전망	163
[그림 VI- 1] 우리나라 여성 혼인연령의 연령대별 비중	171
[그림 VI- 2] 지역별 합계출산율의 차이 및 변화	180
[그림 VI- 3] 인적자본 형성과 경제성장	183

I. 서론

한 나라의 출산율은 그 나라의 미래성장력과 직결된다. 현재의 출산율과 인구 수가 과연 적당한지 과소한지를 판단하기 위해서는 물론 사회후생을 극대화하기 위해 필요한 적정 인구 수와 1인당 자본장비율 등을 정밀하게 분석해야 하지만, 출산율의 급격한 하락은 평균수명의 연장과 더불어 인구구조의 고령화를 가져오며 부양해야 할 노년인구를 증가시켜 성장의 탄력을 감소시킬 가능성이 크다.

우리나라 출산율은 비록 통계치가 합계출산율을 기준으로 한 것이어서 다소 출산간격의 지연으로 인한 템포(tempo)효과가 과장될 수는 있지만 다른 나라에서는 유례가 없을 정도로 급속히 감소하고 있다. 따라서 출산율 하락으로 인해 발생할 장기적인 사회경제적 문제에 대한 걱정과 우려가 커지고 있으며 이로 인해 정부의 신속한 정책적 대응에 대한 사회적 요구도 증가하고 있다.

본 연구에서는 장기적 인적자본의 형성을 위한 정책과제의 1차 연도 과제로 출산율을 결정하는 경제학적 요인에 대해 세밀하게 분석한다. 분석의 초점은 가구의 소득수준이나 남성의 소득, 여성의 학력, 여성의 경제활동참여율의 증가, 여성임금의 증가, 여성의 혼인연령의 변화에 맞추어진다. 이미 가치관이나 사회적 요인들이 출산율에 미친 영향은 다른 선행연구에서 충분한 관심을 받은 것과 달리 자료의 부재문제나 경제학적 관심도의 부족으로 인해 경제적 요인의 영향에 대해서는 분석이 미비하였던 것이 현실이다.

이에 본 연구는 경제적 요인들에 대한 분석을 다각도로 심도 있게 진행한다. 특히 미시적 분석과 거시적 분석을 동시에 수행하여 가구의 미시적인 특성이 자녀 수 결정이나 출산간격에 미치는 영향을 살펴봄과 동시에 전체적인 거시자료에 기반하여 경제성장과

소득수준이 출산율에 미치는 영향을 함께 고려해 본다. 이와 같은 분석은 미시적 분석과 거시적 분석을 단지 나열하는 것에 그치는 것이 아니라 미시적 분석의 결과가 거시적인 통계자료로 확인이 되는지 여부와 가구의 출산행태에 영향을 주는 변수를 정부나 관련 당국이 통제하는 수단을 개발할 경우 과연 거시적으로는 어떤 영향을 주게 되는지를 예측하는 데 매우 유용한 정보를 제공할 것이다.

예를 들어 미시 서베이자료를 이용하여 정부정책이 출산에 미치는 효과를 분석한 다음 과연 이와 같은 정부정책이 개인의 의사결정의 변화의 총계로 나타내는 집계변수인 거시변수에서는 어떻게 나타나는지, 그 크기는 얼마인지 확인하게 해주는 연계통로를 마련할 수 있다. 따라서 본 연구의 미시분석과 거시분석을 연계시키는 것은 그 자체로 의미가 있을 뿐만 아니라, 2차연도 과제의 핵심인 출산율 제고정책의 효과를 분석하는 데 매우 유익할 것으로 보인다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 우리나라와 OECD 국가들의 출산율 현황을 분석하고 출산율에 영향을 주는 일반적인 요인들에 대해 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 기존의 출산율에 대한 Becker의 이론적 모형을 소개하고 count 모형, survival analysis, 생애주기가설에 따른 구조적 동학모형 등 선행 실증연구결과를 정리하여 소개한다. 제Ⅳ장은 미시분석으로 자녀수에 대한 count 모형과 결혼 및 출산간격에 대한 survival analysis로 구성되어 있다. 제Ⅴ장은 거시분석으로 거시집계자료를 이용하여 연령별 출산율과 남성 및 여성의 소득, 임금과의 관계를 제시한다. 제Ⅵ에서는 제Ⅳ장과 제Ⅴ장의 분석을 연계하여 각 설명변수들이 출산율에 주는 영향을 살펴보고 향후 정책수단 개발에 있어서의 시사점을 찾는다. 마지막 Ⅶ장은 요약 및 결론으로 본 연구의 핵심결과를 요약하고 향후 2차연도 연구의 방향에 대해 소개한다.

Ⅱ. 출산율 현황 분석

1. 우리나라 출산율의 현황 및 변천과정

우리나라 합계출산율은 1960년에는 6.0명으로 매우 높은 수준이었으나 산업화와 가족계획사업의 시행 이후 지속적으로 저하하고 있다. 1983년 2.08명으로 인구대체 수준(2.1명) 이하에 머물렀고, 1985년 후 약 10여 년간은 1.6~1.7명 수준을 유지하였다. 하지만 IMF 경제위기 이후 출산율은 이상변동을 하기 시작하여 1998년 이후 1.5명 이하로 급락하였고 2005년 1.08명으로 세계최저 수준을 보이고 있다.

<표 II-1> 우리나라 합계출산율 및 출생아 수 변동 추이(1960~2004)
(단위 : 명)

연도	출생아 수	합계출산율	연도	출생아 수	합계출산율
1960	1,041,000	6.00	1987	629,432	1.55
1970	1,006,645	4.53	1988	637,462	1.56
1971	1,024,773	4.54	1989	646,197	1.58
1972	955,438	4.14	1990	658,552	1.59
1973	967,647	4.10	1991	718,279	1.74
1974	924,311	3.81	1992	739,291	1.78
1975	874,869	3.47	1993	723,934	1.67
1976	797,462	3.05	1994	728,515	1.67
1977	827,079	3.02	1995	721,074	1.65
1978	752,409	2.65	1996	695,825	1.58
1979	864,297	2.90	1997	678,402	1.54
1980	865,350	2.83	1998	642,972	1.47
1981	880,310	2.66	1999	616,322	1.42
1982	858,832	2.42	2000	636,780	1.47
1983	778,362	2.08	2001	557,228	1.30
1984	682,217	1.76	2002	494,625	1.17
1985	662,510	1.67	2003	493,471	1.19
1986	641,644	1.60	2004	476,052	1.16

자료: 통계청, 『인구동태통계연보』, 각 연도.

출산율의 변동과 함께 주 출산연령층의 연령대별 비중에서도 큰 변화가 있었다. 우선, 1970년대와 1980년대에 많은 비중을 차지하던 20~24세 모(母)의 출산율이 지속적으로 하락하여 최근에는 10% 미만의 비중을 차지하고 있다. 반면에 1970년대에 20% 초반에 머물던 30~34세 모의 출산비중은 2005년 39%로 나타나 주요 출산연령대로 자리잡고 있음을 알 수 있다. 본 연구의 주요 분석 그룹은 20~24세(그룹1), 25~34세(그룹2), 20~39세 그룹(그룹3)으로 가임기 여성(15~49세) 중 대부분의 출산이 발생하는 연령대를 대상으로 하였다¹⁾. 이렇게 한 이유는 여성의 연령대별 노동시장참여와 가구소득 행태가 다르므로 가임기간 여성 전체를 대상으로 하여 계산된 합계출산율보다는 연령대별 출산율을 종속변수로 실증분석하는 것이 더욱 의미가 있기 때문이다.

이렇게 급격한 출산율 저하를 초래한 원인은 무엇인가? 앞서 설명한 바대로 정부의 강력한 가족계획사업 및 인구정책이 그 첫 번째 원인으로 설명될 수 있을 것이다. [그림 II-1]에서 볼 수 있듯이 우리나라 인구정책의 변화는 3단계로 나눌 수 있다. 첫 단계는 출산억제 정책기(1961~1995년)로 높은 출산에 대한 가족계획사업의 도입(1961년)과 출산억제정책의 공식적 폐기(1996년)까지의 시기이다. 두 번째 단계는 인구자질 향상 정책기(1996~2003년)로 인구의 자질과 복지 향상을 강조하는 인구정책을 공식발표한 시기(1996년)부터 저출산 대응을 위한 고령화미래사회위원회가 발족(2004년)되기 직전까지의 기간이다. 마지막 단계는 출산율 회복을 위해 국가 로드맵을 설정한 2004년 이후부터 현재까지의 출산장려 정책기(2004년~현재)이다.

1) 우리가 연령구조를 위와 같이 세 개의 그룹으로 나눈 이유는, <표 II-2>에서 볼 수 있듯이 대부분의 출산이 25~34세(2005년 83%)에서 집중되고 있기 때문이다. 또 35~39세의 그룹을 독립된 하나의 연령대로 보지 않고 전체그룹으로 포함시킨 이유는 이 그룹이 주력 출산연령대가 아니었기 때문이다.

II. 출산율 현황 분석 25

<표 II-2> 주 출산연령층 출산율과 모(母)의 연령대별 비중

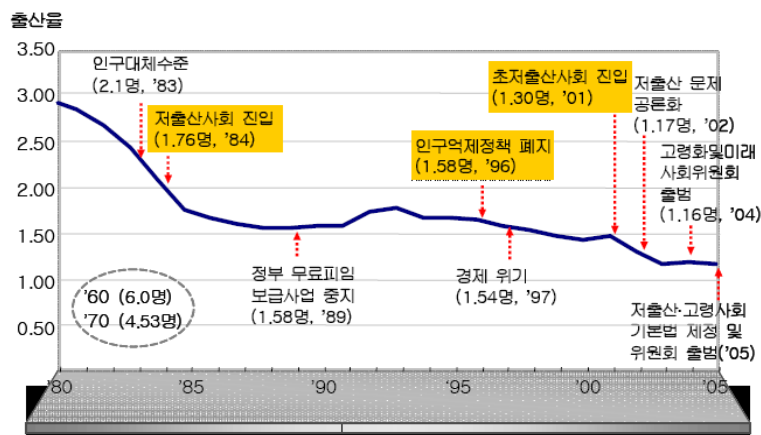
(단위: 해당연령 여자인구 1천명당 명)

주 출산연령층 출산율												
연 도	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2001	2002	2003	2004	2005p
20~24세	185.4	170.5	139.0	117.6	82.2	62.9	39.0	31.6	26.6	23.7	20.4	17.9
25~29세	306.6	250.5	248.3	157.7	167.6	177.1	150.6	130.1	111.3	112.3	104.6	92.3
30~34세	196.7	137.2	116.7	40.7	50.0	69.6	84.2	78.3	75.0	79.9	84.2	82.3
35~39세	101.3	52.9	41.1	8.7	9.5	15.2	17.4	17.2	16.7	17.3	18.6	18.9
합 계	790.0	611.1	545.1	324.7	309.3	324.8	291.2	257.2	229.6	233.2	227.8	211.4

주 출산연령층 출산율의 연령대별 비중												
연 도	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2001	2002	2003	2004	2005p
20~24세	23	28	25	36	27	19	13	12	12	10	9	8
25~29세	39	41	46	49	54	55	52	51	48	48	46	44
30~34세	25	22	21	13	16	21	29	30	33	34	37	39
35~39세	13	9	8	3	3	5	6	7	7	7	8	9
합 계	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

자료: 통계청, 『2005년 출생통계 잠정결과』, 2006년.
 통계청, 『인구통계동태연보』, 각 연도.

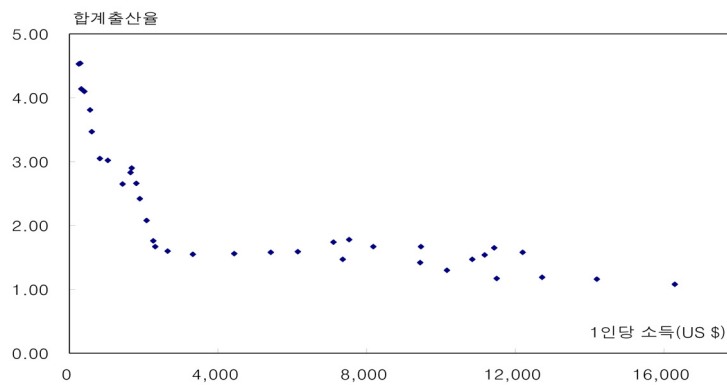
[그림 II-1] 합계출산율의 변동추이와 인구정책 변천(1960~2004)



자료: 저출산·고령사회위원회(2005)

다음으로 많이 논의되는 저출산 원인은 사회경제발전이다. [그림 II-2]에서 볼 수 있듯이 우리나라의 경제발전과 출산율은 강한 음(-)의 상관관계를 갖는다. 즉, 국민소득 상승, 교육수준 향상, 보건의료 수준 발달, 영아사망률 급감, 少자녀 선호의 가치관의 변화 등으로 인해 출산율은 현격하게 낮아졌다²⁾. 하지만 무엇보다도 여성의 노동시장참여 확대와 육아 및 교육비용 상승은 출산율을 더욱 더 낮추는 효과를 가져왔다.

[그림 II-2] 우리나라 합계출산율과 1인당 국민소득의 관계



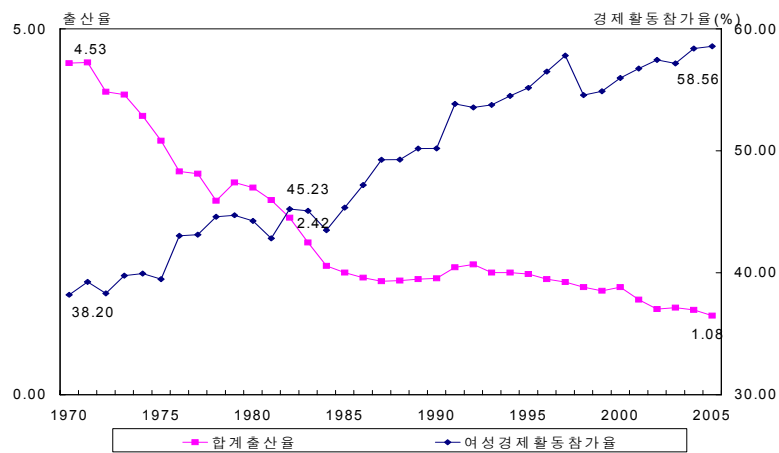
여성의 노동시장참여 확대와 출산율 하락은 매우 극적인 반전을 보이고 있다. [그림 II-3]에서 볼 수 있듯이 1970년 38.2%였던 여성 경제활동참여율은 2005년 현재 58.6%로 20%포인트 이상 상승하였다. 반면에 합계출산율은 1970년 4.53명에서 2005년 1.08명으로 급속하게 하락하였다. 이와 더불어 남성임금과 여성임금의

2) 0~1세 미만의 영아사망률(infant mortality rate)은 출산율 감소의 주요한 원인으로 여겨진다. 하지만 우리나라의 경우 1980년대 이전의 영아사망률에 대한 정확한 통계가 없어 출산율과의 상관관계를 분석하는 우리의 연구대상에서 제외되었다.

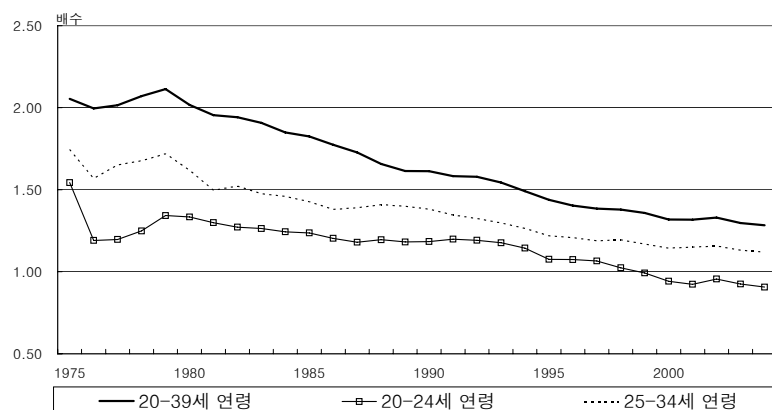
II. 출산율 현황 분석 27

차이 또한 계속해서 축소되어 여성임금의 지속적인 상승이 출산과 자녀양육에 대한 기회비용의 증가로 귀결되어 출산율 하락의 직접적인 원인으로 작용했음을 유추할 수 있다([그림 II-4] 참조)³⁾.

[그림 II-3] 출산율과 여성경제활동참여율(20~39세)



[그림 II-4] 연령대별 성별 임금격차 (남성임금/여성임금)

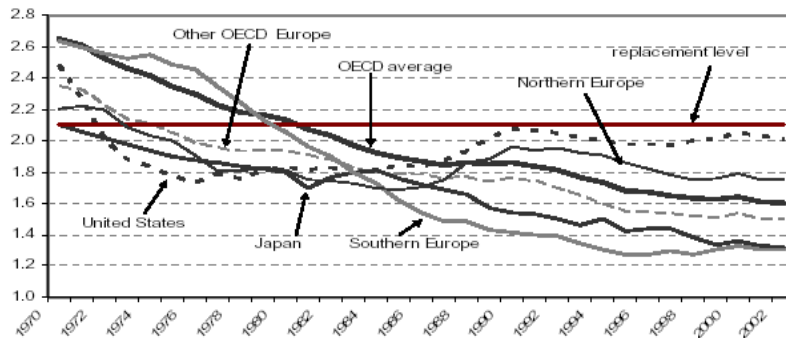


3) [그림 II-4]에서 1990년대 후반 20~24세의 연령대에서 여성의 시간당 임금이 남자보다 높게 나온 것이 주목할 만한데, 이는 남성의 월평균 임금은 높지만 월노동시간 역시 남성이 많다는 사실에 기인한다.

2. OECD 국가들의 출산율 현황 및 하락요인에 관한 연구⁴⁾

OECD 국가들에서 출산율은 과거 수십 년에 걸쳐 하락해 오고 있다. [그림 II-5]에서 보듯이 합계출산율이 1970년의 2.7명에서 2002년 1.6명으로 하락했음을 알 수 있다. 2002년에는 멕시코와 터키를 제외한 모든 회원국들이 대체출산율(replacement level)⁵⁾ 이하의 출산율을 기록하고 있음을 알 수 있다. 이들 국가들에서 출산율 하락의 정도와 시기는 국가별로 다른 양상을 띠고 나타난다. 예를 들면, 북구 유럽의 국가들에서는 출산율 하락이 서서히 나타나다가 1990년대 초반에 그 추세가 멈추었으며 합계출산율이 1.8명의 수준에서 안정화됨을 알 수 있다. 반면에 서유럽 국가들에선 1970년대 중반부터 급격한 하락을 가져왔으며 한국과 일본처럼 1.3명의 수준까지 하락했음을 알 수 있다.

[그림 II-5] OECD 국가의 합계출산율(TFR)의 추이



자료: OECD (2005).

4) 이하의 논의는 OECD(2005)를 재정리한 것이다.

5) 대체출산율 수준이란 출산하는 데 이민이나 사망률의 변화없이 인구가 증가하거나 감소하지 않고 그대로 유지할 수 있는 수준의 출산력이며 합계 출산율이 2.1명일 때를 일컫는다.

이러한 출산율의 하락과 지연은 출산에 영향을 미치는 많은 사회적·구조적 원인과 가정에서 여성의 성 역할(gender role)의 변화에 기인한 가치관의 변화 등에서 그 원인을 찾을 수 있다.

구조적 원인으로는 교육, 여성의 노동참여로 인한 소득의 변화, 여성의 노동참여에 영향을 미치는 노동조건의 변화, 그리고 가족형성 패턴을 변화시키는 혼인 여부에 대한 결정 및 기타요인들이 있다.

사회적 가치관의 변화를 주요한 원인으로 삼는 것으로는 가족과 성 역할(family and gender role)에 대한 여성의 태도 변화이다. 여성들의 학력이 높아지고 노동시장참여율이 높아지면서 자유와 재정적 독립과 같은 새로운 가치가 확산되면서 전통적인 가족의 역할을 덜 추구하면서 성의 평등한 관계를 추구하는 여성들이 출산을 연기하거나 기피하는 것이 출산율 하락과 지연의 원인으로 보는 것이다.

이하에서는 출산에 영향을 미치는 구조적 요인들을 중심으로 OECD 국가들의 출산율 하락과 지연에 대한 요인을 설명하는 논의들을 정리하고자 한다.

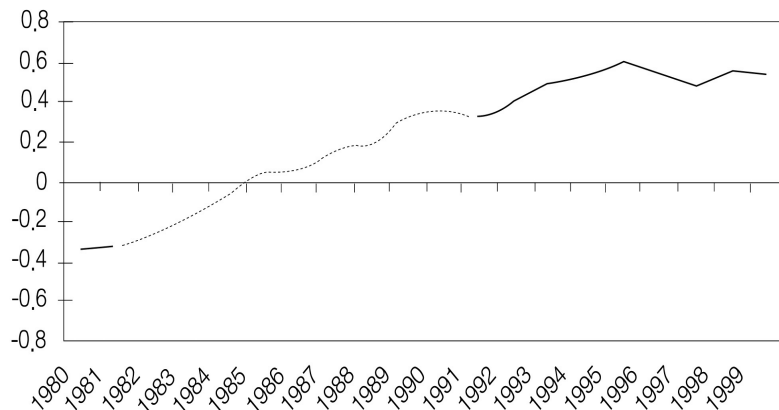
가. 교육

대부분의 OECD 국가들에서는 여성들이 이전 세대들보다 더 많이 교육받고 있다. 여성의 고학력화가 출산율 하락과 지연에 미치는 영향에 대한 일반적인 추론은 다음과 같다. 교육기간이 길어짐에 따라 첫 출산의 평균나이가 높아져 아이를 더 가질 수 있는 기간은 줄어든다. 또한 고학력으로 인해 여성의 경제활동참여율이 높아지고, 다른 인생의 목표에 비해 아이에 대한 열정이 변하였으며 여성들은 인생의 많은 측면에서 더 많은 자율권을 얻게 되었다. 또한 더 많이 배운 여성들은 건강 문제와 피임방법을 더 잘 알고 있으며 따라서 원치 않는 임신과 출산을 피할 수 있다. 또한

교육은 임금을 매개고리로 하여 출산율에 영향을 미친다. 즉, 고학력자는 일반적으로 높은 임금수준을 제시하는 직업을 가질 확률이 크다. 또한 (출산을 위해) 노동시장을 떠나는 기회비용이 고학력 여성에게 더 크다는 것이다. 고학력 때문에 출산을 늦추는 것은 결혼과 출산이 매우 강한 관계를 가지는 국가들(예, 일본, 남부유럽국가들)에서는 매우 중요한 참고사항이다. 즉, 학력이 높아질수록 여성은 결혼을 늦출 것이고 연이어 출산시기 또한 늦어지는 효과를 가지는 것이다(Hirosima(2001))

[그림 II-6]은 1980년대 중반까지 여성의 고등교육기관 등록률과 출산율이 음(-)의 상관관계를 가짐을 보여주고 있다. 하지만 1990년대 초반부터 이러한 상관관계가 약간 변모하고 있음을 알 수 있다. 즉, 고학력 여성이 있는 OECD 국가들이 높은 출산율을 보인 것이다.

[그림 II-6] OECD의 고등교육기관 여성등록률과 합계출산율 상관계수 (1980~1999)



- 주: 1. 굵은 선은 5%수준에서 통계적으로 유의한 관계를 나타냄.
 2. OECD 국가들은 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 그리스, 아일랜드, 이탈리아, 일본, 한국, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국 등임.
 자료: OECD(2005).

다음 [그림 II-7]은 OECD 국가들에 대한 LIS(Luxembourg Income Study) 자료를 이용하여 학력별 30~39세 여성의 출산율을 보여주고 있다⁶⁾. 이 자료를 통해 다음과 같은 두 가지 특징을 파악할 수 있다.

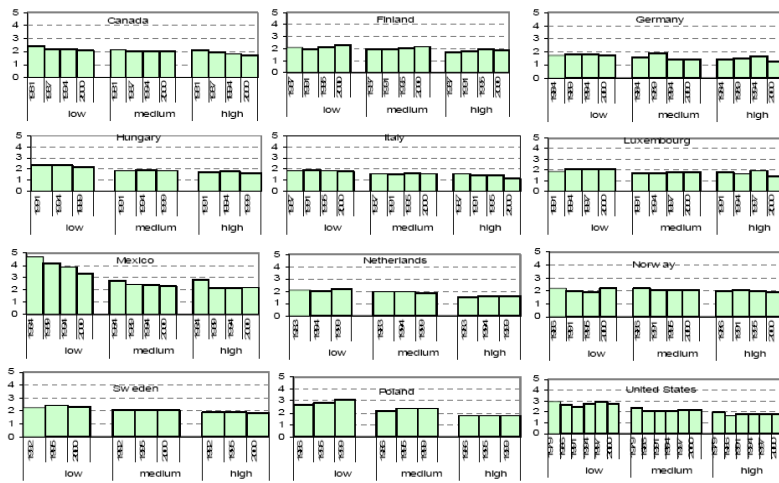
- 모든 국가와 연도에서 고학력 여성들이 그렇지 않은 여성들보다 출산한 아이의 수가 더 적었으며, 학력별 출산율 차이는 학력이 세습된다는 점에서 시간이 지남에 따라 더 커질 것으로 예상할 수 있다.

- 학력별 출산율 변화는 국가별로 상이한 패턴을 보인다. 이와 관련하여 크게 세 가지 그룹으로 나누어 유형화할 수 있다. 첫째, 캐나다, 이탈리아, 룩셈부르크, 노르웨이, 독일, 헝가리, 스웨덴, 핀란드에서 1990대 후반기에 고학력 여성이 과거에 비해 아이를 덜 낳는 것으로 보인다. 그러나 멕시코, 네덜란드, 핀란드(1995년까지), 독일에서는 고학력 여성들의 출산이 증가하는 패턴을 보이며, 미국과 폴란드에서는 안정적인 모습을 보인다. 둘째, 대부분의 국가에서 중간정도의 교육을 받은 여성들은 과거와 비슷한 출산율을 보였다. 그러나 핀란드, 룩셈부르크, 미국에서는 증가하였으며 이탈리아, 네덜란드에서는 감소하였다. 마지막으로 폴란드, 네덜란드, 최근까지의 미국과 스웨덴에서 교육을 덜 받은 여성들이 과거에

6) 고학력 여성이 다른 여성에 비해 아이를 더 적게 낳는지와 이 차이가 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지를 알아 보기 위해서는 첫 번째 출산과 마지막 출산의 시기에 같은 가구를 조사한 자료가 필요하다. 이는 주어진 나이에 낳은 아이의 숫자와 마지막 아이의 출생날짜에 대한 정보를 필요로 한다. 그렇지만 이런 유형의 자료는 미국에서만 가능하고 대부분의 OECD 국가에서는 가능하지 않기 때문에 LIS(Luxembourg Income Study)의 가구소득과 지출 자료를 사용하였다. LIS 자료의 한 가지 문제점은 가구에 18세 이하 자녀만이 'children'으로 분류되어 있다는 것이다. 따라서 18세 이상 자녀를 둔 여성들이 'childless'로 분류되는 것을 막기 위해 이 분석은 30~39세 결혼한 여성들에 제한되어 있다. 이 자료는 출산율과 학력과의 관계, 출산율과 여성의 소득수준과의 관계를 조사하기 위한 것이다(OECD(2005)).

비해 아이를 더 많이 낳았다. 그러나, 멕시코에서와 같은 국가들에서는 교육을 덜 받은 여성들의 출생아 수의 감소가 그렇지 않은 여성들보다 더 많았다.

[그림 II-7] OECD 국가들의 학력별 여성의 출산율



- 주: 1. 30~39세 결혼한 여성이 대상
 2. 그래프의 y축은 아이의 숫자이며 x축은 교육정도를 포함
 3. 학력 변수는 LIS의 표준화 절차를 거쳐 만들어진 변수이다. 학력은
 1) Low: 중등교육 이하(無교육, 유치원, 초등학교, 때때로 기본적인 직업교육 포함), 2) Medium: 중등교육 이상 고등교육 이하(중등교육, 대부분의 직업교육, 고등 직업교육, 고등학교) 3) High: 고등교육 이상(전문 직업교육, 대학교, 전문대학 포함)을 뜻한다.

자료: OECD(2005)

[그림 II-7]의 단순평균은 모든 학력수준에서 공통적이기는 하지만 출산율 하락이 다른 여성들보다 저학력여성에서 더 크다는 것을 나타낸다⁷⁾. 대부분의 OECD국가에서 젊은 여성과 남성 사이에 학력 수준이 비슷하여 앞으로는 학력이 출산에 미치는 효과가

7) 1979~2000년 사이 평균적으로 30~39세의 여성의 출산횟수는 저학력 여성에서 24%, 중간학력 여성에서 19%, 고학력 여성에서 13%로 나타났다.

덜 중요해질 수도 있다. 하지만 학력에 따라서는 더 높은 학력의 배우자를 만나려는 이른바 선택적 결혼 assortative mating)의 증가 추세에 의한 학력간의 격차와 학력의 세대간 세습(intergenerational transmission of education)에 의해 출산율 차이는 더 큰 영향을 받을 수 있다⁸⁾.

교육과 출산에 관계된 다른 요인들과의 관계는 매우 복잡하여 일반화하기가 어렵지만 학력에 의한 배우자 선택의 경향이 높아지고 교육의 세대간 세습이 높아질수록 서로 다른 교육수준의 여성들 간의 출산율 차이는 더 커질 것이며 함께 출산율에 대한 교육의 영향 정도도 더욱 커질 것이다.

나. 소득

출산율에 영향을 미치는 또 다른 구조적 요인으로는 소득변수들을 들 수 있다.

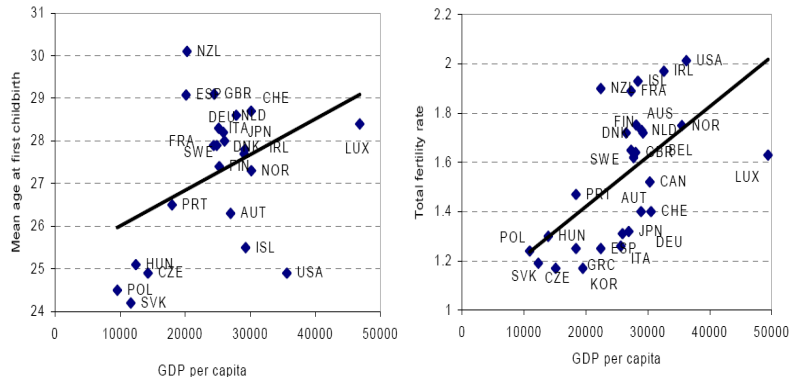
[그림 II-8]은 OECD 국가들의 1인당 GDP와 합계출산율(오른쪽), 1인당 GDP와 첫 출산의 평균나이(왼쪽) 사이의 국가 간 상관관계를 보여준다. 이를 통해 부유한 OECD 국가들이 출산율이

8) 선택적 결혼이 점증하는 이유는 다양하다. 예를 들어, 더 많이 배운 여성들은 일을 그만뒀을 때의 높은 기회비용을 만회하기 위해 더 좋은 배우자를 확보하려고 한다(Oppenheimer, 1998). 즉, 높은 학력을 소유한 사람끼리 결혼하는 것은 노동시장에서나 집에서나 생산성을 높일 수 있고 나아가 학력이 맞는 사람끼리 결혼하는 것은 남자와 여자가 서로에게 기대할 수 있는 것들의 조화로우름을 증가시킬 수 있다. Park and Smits(2003)과 Brinton and Lee(2001)은 결혼에 대한 시장수익(marriage market returns)의 측면에서 한국과 일본의 교육시스템의 전략적 역할을 강조한다. 이들에 따르면 한국과 일본의 여성들이 높은 교육을 받고자 하는 것은 종종 자신의 능력이나 노동시장 가능성을 높이기 위해서라기보다는 사회-경제적 잠재성이 높은 남자와 결혼하기 위해서라고 주장한다. Gustaffson et al.(2002)은 고학력 커플이 저학력 커플보다 결혼을 하는 데 시간이 더 오래 걸리며, 고학력 배우자를 만날수록 부모가 되기를 연기하는 경향이 크다고 밝혔다.

높고 아이 또한 늦게 가짐을 알 수 있다. 하지만 기본적으로 소득과 출산은 복잡한 관계를 가진다.

먼저, Easterlin (1980, 1987)에서 주장하듯이 출산율은 절대적인 소득수준이 아니라 각 개인이 속한 코호트의 상대적인 크기에 의해 측정되는 상대소득(relative income)에 더 많은 영향을 받는다⁹⁾. 즉, 베이비붐 시기에 태어난 세대들이 노동시장에 참여했을 때 이들의 시장임금은 줄어들 것이다. 물질적 욕망은 유년기의 조건에 형성되므로, 기대치와 실제 사이에 괴리가 클수록 결혼을 늦추고 출산이 줄어들 것으로 보는 것이다. 이런 패턴의 결과로 합계출산율은 시간이 지남에 따라 큰 변화를 보일 것이며 이에 대한 결정적인 요인은 상대소득과 정반대의 상관관계를 지니는 코호트의 상대적 크기에 의존한다.

[그림 II-8] OECD 국가의 1인당 GDP와 첫 출산의 평균나이 및 합계출산율의 상관관계



주: GDP는 구매력평가로 나타내었음. 왼쪽의 그림은 1인당 GDP와 첫 출산과의 상관관계이며(2002년 자료)이며, 오른쪽 그림은 1인당 GDP와 합계출산율의 상관관계(2000년 자료)를 나타내는 것임.
 자료: OECD(2005).

9) Easterlin의 상대소득가설은 본 보고서의 제V장에 보다 상세하게 설명되어 있다.

또한 출산율과 소득은 서로 서로 영향을 미치기 때문에 인과관계를 풀어내는 것이 쉽지 않다. 예를 들어, Barlow(1998)은 현재보다 출산율이 높아지면 여성들이 노동력에서 이탈하기 때문에 성장률을 낮추지만, 과거의 높은 출산율은 노동시장의 규모를 증가시키므로 성장률을 높일 수 있다는 것을 보였다. 따라서 소득수준과 출산율의 관계는 불명확하며 또한 가구의 소득분포에 의존할 것이다.

소득이 출산에 미치는 보다 일반적인 관계는 다음과 같다. 자녀 양육은 모(母)의 시간집약적인 성격을 갖는다는 가정을 하는 전통적인 견해는 여성의 소득과 수입이 출산에 중요한 영향을 미치는 변수이며, 출산율은 여성의 경제활동참여와 역(-)의 상관관계를 가짐을 예측한다. 즉, 출산에 대한 대가는 소득수준이 높은 여성에게는 그만큼 기회비용이 높다는 것을 의미한다.

[그림 II-9]는 LIS자료를 사용하여 여성의 동등화된(equivalised) 가구소득과 출생아 수의 관계를 보여준다¹⁰⁾. 일반적으로 모든 국가에서 가구소득이 높은 여성들이 그렇지 않은 여성들보다 아이를 더 적게 낳았다. 그러나 시간에 따른 변화를 고려해봤을 때 이러한 단순한 패턴은 더 이상 유효하지 않았다.

○ 캐나다, 독일, 이탈리아, 멕시코, 네덜란드, 룩셈부르크, 미국에서는 가구소득이 낮은 가구의 여성들의 아이들 숫자가 감소했지만 다른 국가들에서는 증가하거나 일정했다.

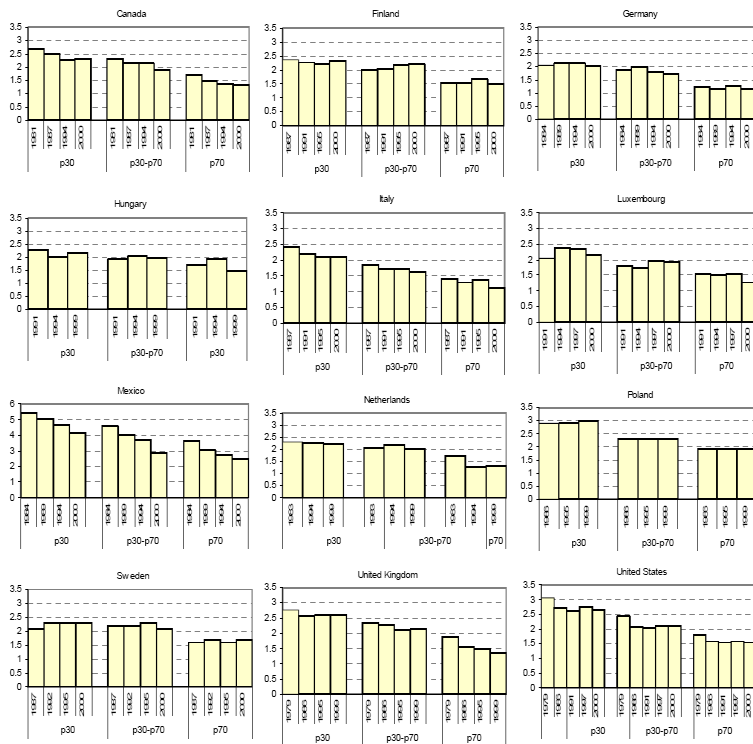
○ 캐나다, 독일, 헝가리, 이탈리아, 룩셈부르크, 멕시코, 네덜란드에서 평균적인 가구소득을 가진 여성들 사이에서 아이들의 숫자는

10) 여기서 각각의 여성들이 속한 가구의 세후소득은 제곱근을 기준으로 만든 동등화된(equivalised) 값이다. 즉, 여성은 동등화된 소득수준에 따라 3개의 그룹으로 나누었다. 저소득은 가장 낮은 3분위 단계에 속한 소득수준의 여성이며, 중간소득은 3단계와 7단계 사이에 속한 소득수준이며 마지막으로 고소득은 상위 3단계까지의 소득수준에 속하는 여성을 지칭한다.

시간이 지남에 따라 줄어들었지만 다른 국가에서는 조금씩 증가하거나 일정했다.

○ 높은 가구소득을 가진 여성들 사이의 아이들의 숫자는 스웨덴, 네덜란드에서는 증가하였고, 폴란드, 캐나다, 미국에서는 일정, 영국, 멕시코에서는 아주 조금 줄어들었다(이 감소는 저소득 가구의 여성에서보다 더 작았음). 다른 국가에서는 시간이 지남에 따라 아이들의 숫자가 줄어들었다.

[그림 11-9] 상이한 소득수준에 따른 출산율의 분포



주: 30~39세 기혼여성을 대상으로 했으며 소득수준은 동등화된 세후가구 소득에 따라 분류
 자료: OECD(2005).

다. 노동시장의 조건

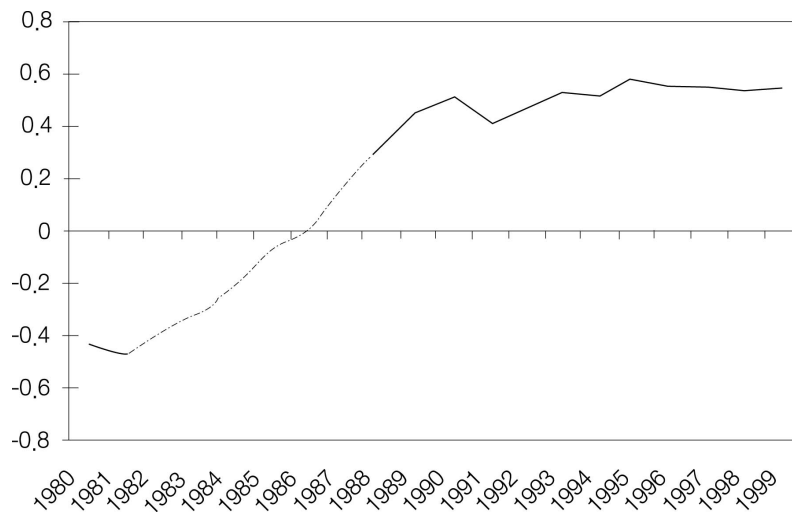
여성의 경제활동참여, 고용률 및 실업률이 과연 여성의 출산에 미치는 영향은 어떠한지 살펴보자. 우선 여성의 고학력은 높은 경제활동참여와 연관성이 있다. 결국 이는 여성들로 하여금 일과 가정을 조화시켜야 하는 어려움에 맞닥뜨리게 한다. 여성의 고용률과 출산율 사이의 관계는 복잡하다. 기존의 많은 문헌들에서는 개인 수준에서 출산율과 여성의 경제활동참여 사이에 역(-)의 관계가 있음을 이론적으로 그리고 실증적으로도 보여준다¹¹⁾. 그러나 이 두 변수의 관계가 횡단면 관측에서는 바뀔 수 있다. 최근의 문헌들에서는 출산과 여성의 경제활동참여를 분석하는 데 있어 ‘전통적’ 관계(남성만이 경제활동을 하고 여성은 양육만을 책임지는 관계)가 과거보다 덜 중요해졌다는 것을 암시하면서, 여성의 고용률(혹은 경제활동참여율)과 함께 출산율 사이의 국가 간 횡단면 상관관계의 부호가 바뀌고 있다고 강조했다(Ahn and Mira(2002), Del Boca et al. 2003).

여성의 고용률과 함께출산율 사이의 국가간 횡단면 상관관계의 부호가 바뀌는 것은 [그림 II-10]에서도 확인할 수 있다. 이는 남성이 가구의 주 소득원 모형(male breadwinner model)이 몇몇 OECD 국가들에서는 더 이상 타당하지 않음을 의미한다. 최근 일부 OECD 국가들에서 여성의 노동시장참여율과 함께출산율의 상관관계가 음(-)의 상관관계에서 양(+의 상관관계로 변화했다는 주장이 있다. Ahn and Mira (2002)에 따르면 OECD 국가들의 함께출산율과 여성의 노동시장참여율의 횡단면 상관계수가 1980년대 중반을 기점으로 양(+의 관계로 변화하고 있다고 주장하고 있다.

11) 이론적인 수준으로 Becker and Lewis(1973) and Willis(1973)가 있다. Butz and Ward(1977)은 미국자료를 사용하였으며 Mincer(1985)는 횡단면 자료를 사용하여 여성고용과 출산 사이에 음(-)의 관계가 있음을 실증적으로 보여주었다.

그들은 이러한 변화의 이유로 여성임금의 출산율에 대한 소득효과 (income effect)가 대체효과(substitution effect)보다 커져 기존의 음(-)의 효과를 뛰어넘는 것으로 보고 있다. 또한 노동시간의 선택에 대한 제약이 심할 경우 임금상승은 기존의 일하는 여성의 출산선택에 그다지 큰 효과를 미치지 못하고 신규로 시장에 진입하는 여성에게만 출산율 하락효과를 가져온다고 주장한다. 마지막으로 보육에 대한 시장의 서비스가 가능해져 기존의 일과 자녀양육의 이분적 선택에서 자유로울 수 있다는 것도 노동시장참여율과 출산율이 양(+)의 상관관계를 가져오는 요인으로 파악하고 있다.

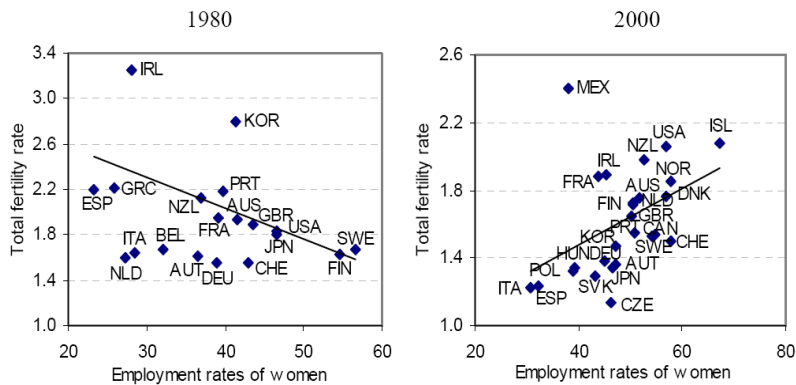
[그림 II-10] OECD 국가들의 여성고용률과 합계출산율 사이의 상관관계(1980~1999)



- 주: 1. 포함된 OECD 국가는 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아일랜드, 이탈리아, 일본, 한국, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국 등임.
 2. 굵은 실선은 상관계수가 5%수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.
 자료: OECD(2005).

다음 [그림 II-11]은 출산율과 여성고용률 사이의 상관관계가 역전되었음을 다시 보여준다. 1980년 여성고용률이 낮은 OECD국가에서는 높은 합계출산율을 보였다(왼쪽). 하지만 2000년에 들어서 여성고용률이 낮은 국가는 대부분의 여성이 취업한 국가들보다 합계출산율이 더 낮음을 알 수 있다. 또한, OECD 전 국가에 걸쳐 여성고용률의 변화와 출산율의 변화 사이에 어떤 일정한 관계가 있는 것도 아니다. 즉, 1980~2000년 사이에 여성의 고용률이 증가한 국가들에서 출산율이 일관되게 낮아진 것도 아니다.

[그림 II-11] 여성고용률과 합계출산율의 국가 간 상관관계 (1980년과 2000년)

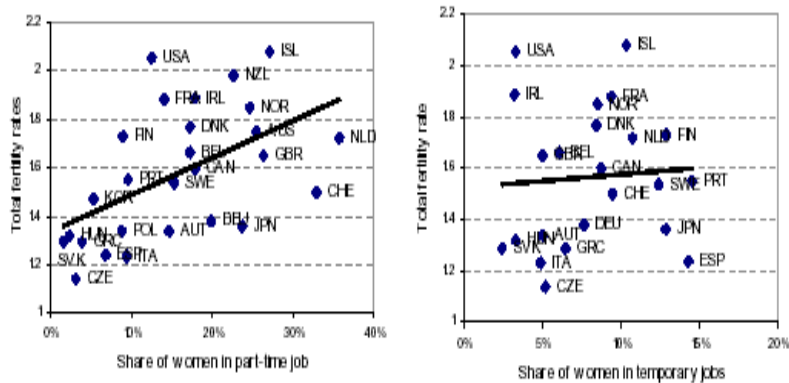


주: 여성의 고용률은 15~64세 여성을 대상으로 한 것임.
 자료: OECD(2005).

한편 여성들의 비상근직(part-time job) 비율이 높았던 OECD 국가들에서 2000년 합계출산율은 높게 나타났다([그림 II-12]의 왼쪽). 반대로, 임시직(temporary job) 비율을 기준으로 했을 때에는 출산율의 행태가 국가별로 다양함을 보였다([그림 II-12]의 오른쪽). 임시직 여성의 비율이 높은 몇몇 국가들(스페인, 일본)에서

는 낮은 합계출산율을 보였고, 임시직 비율이 낮은 국가들(남부 및 동부 유럽의 몇몇 국가)에서도 낮은 합계 출산율을 보였다.

[그림 11-12] 비상근직과 임시직 비율과 합계 출산율의 국가 간 상관관계



자료: OECD(2005).

직업이 있는 여성들이 직업이 없는 여성들보다 출산율이 낮다는 것과 여성 고용률이 높은 국가들에서 높은 출산율을 보인다는 일견 모순되는 사실을 어떻게 조화시킬 수 있을까?

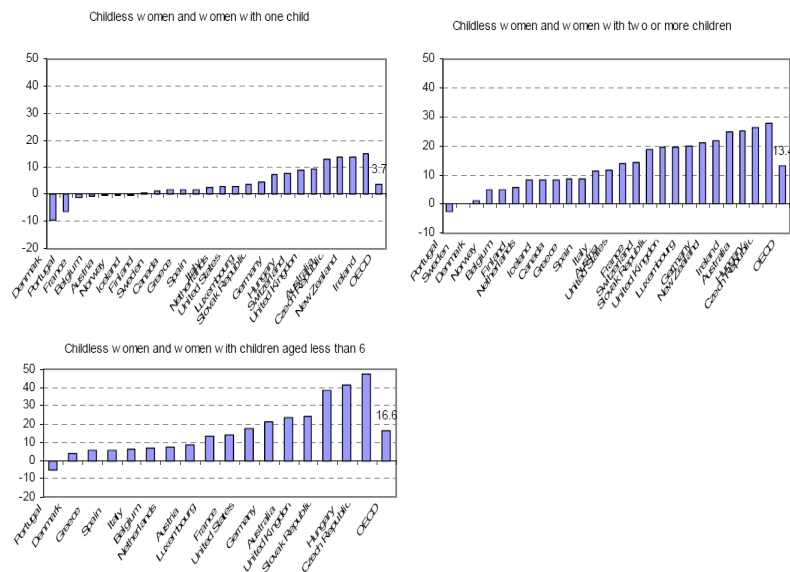
이러한 잠재적 모순에 대한 대답은 자녀가 있는 여성과 자녀가 없는 여성의 고용률의 국가 간 비교를 통해 알 수 있다.

우선 [그림 11-13]은 자녀가 없는 여성과 비교하여 자녀가 한 명 있는 여성, 둘 혹은 그 이상 있는 여성, 6세 미만의 자녀를 가진 여성의 고용률을 보여준다(차이가 양수인 것은 자녀가 없는 여성이 그렇지 않은 여성들보다 고용률이 높다는 것을 의미한다). OECD 국가들의 값을 평균했을 때, 자녀를 가지지 않은 여성의 고용률은 자녀가 한 명 있는 여성의 고용률보다 4%포인트 정도 높았고, 자녀가 둘 혹은 그 이상인 여성과 6세 미만의 자녀를 가진 여성의 고용률보다 유의하게 높은 값을 가졌다. 그러나 덴마크,

II. 출산율 현황 분석 41

포르투갈, 프랑스, 벨기에, 오스트리아, 노르웨이, 아이슬란드, 핀란드에서 자녀가 한 명 있는 여성의 고용률은 자녀가 없는 여성들보다 높았다. 또한 스웨덴과 캐나다에서도 이 두 그룹의 차이는 매우 작았다. 포르투갈과 스웨덴에서 자녀가 둘 혹은 그 이상 가진 여성들의 고용률이 자녀가 없는 여성들의 고용률보다 높거나 비슷했으며, 포르투갈에서는 6세 미만의 자녀를 가진 여성이 자녀가 없는 여성보다 직장을 구하기가 더 쉽다.

[그림 II-13] 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 고용률 차이

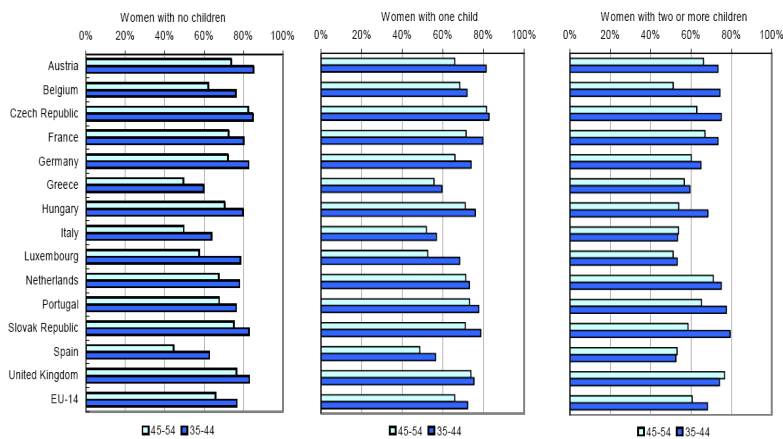


주: 15~64세 여성
자료: OECD(2005).

또한 [그림 II-14]는 2003년 유럽국가에서 45~54세 여성과 35~44세 여성들 사이에 자녀를 가지지 않은 여성, 한 명의 자녀가 있는 여성, 둘 이상의 자녀가 있는 여성들의 고용률을 비교하였다. 젊은 여성들의 고용률이 자녀가 있거나 없거나에 관계없이 나이가

많은 여성들의 고용률보다 높았으며, 그 차이는 자녀가 많아질수록 줄어들었다. 또한 대부분의 국가에서 자녀를 둘 이상 가진 젊은 여성들의 고용률이 자녀를 둘 이상 가진 나이든 여성들의 고용률보다 높았지만 이탈리아, 스페인, 영국은 그렇지 않았다.

[그림 II-14] 연령과 자녀 수에 따른 여성들의 고용률 비교(2003년)



자료: OECD(2005)

위의 두 그림을 통해 우리는 몇몇 국가들에서는 자녀의 수에 상관없이 여성들이 노동시장에 참여하는 것을 높일 수 있었지만 몇몇 국가들에서는 가능하지 않았으며, 이들 국가들에서 경제활동 참여를 원하는 여성들은 출산율을 줄이는 것 외에는 달리 선택할 수 있는 것이 없었음을 알 수 있다.

이와 같은 경제활동참여와 출산율의 관계는 여성이 일과 양육을 양립할 수 있는 조건을 만드는 사회적 분위기나 정부의 정책이 여성이 취업하고자 할 때 자녀 수를 줄이지 않아도 될 수 있도록 도와줄 수 있음을 시사한다. 예를 들어 두 변수 간에 오히려 양(+)의 상관관계가 나타나는 나라들은 덴마크, 포르투갈, 프랑스, 벨기에,

오스트리아, 노르웨이, 아이슬란드, 핀란드로 이런 국가들에서는 출산과 일을 장려하는 가족정책이 상당히 발달되어 있다. 반면 경제활동참여를 위해서는 출산자녀 수를 줄이는 나라들은 이탈리아, 스페인, 그리스 등으로 정부의 가족친화적 정책이 매우 부족한 나라들이다.

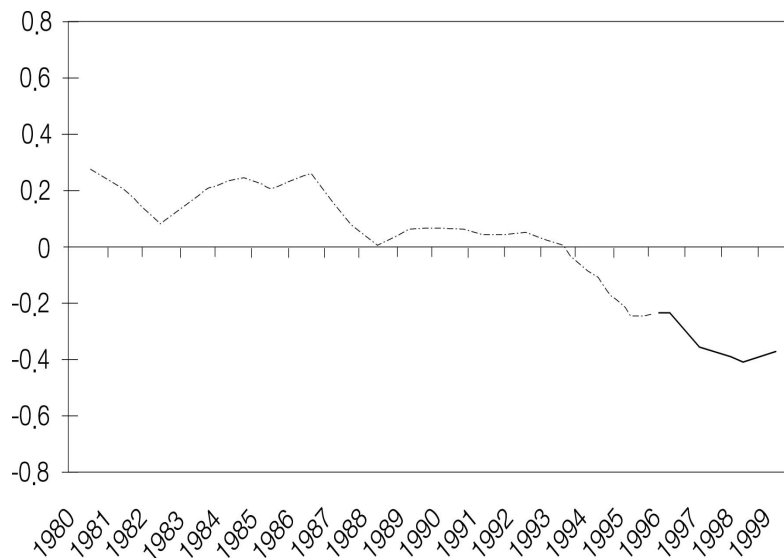
여성들이 아이를 가지기 전에 노동시장에 진입의 발판을 마련하는 것이 중요하다는 점에서 실업 또한 중요한 영향을 미칠 것 같다. 그러나 출산의 시기 및 출산자녀 수의 결정에 실업이 미치는 효과는 불명확하다. 실업률이 높을 때 젊은이들은 부모의 집에 남거나 학교를 더 오래 다니는 결정을 내릴 수 있으며 이 둘 모두 결혼과 출산을 늦추게 할 것이다. 그러나 실업률이 높으면 여성들이 일을 가질 확률이 줄어들거나 임금이 낮아질 것으로 기대하여 노동시장참여 자체를 하지 않아 오히려 출산율이 증가할 수도 있다. 즉, 출산의 기회비용이 줄어드는 것이다(Gauthier and Hatzius (1997), Adsera(2004)).

대부분의 OECD 국가들에서 출산율은 실업률이 낮을 때 올라가고 실업률이 높을 때 낮아졌다. 그러나 한국에서는 지난 20년간 출산율과 실업률이 모두 낮아졌으며, 캐나다, 호주, 뉴질랜드 및 북구 유럽의 국가들은 실업률의 변동과 출산율 변화에 유의한 관계가 없었다. 하지만 남부 유럽의 몇 개 국가들에서는 높은 실업률이 출산율을 낮추었다. 이를 통해 우리는 여성의 낮은 경제활동참여가 여성의 시간에 대한 기회비용의 감소에 기인하는 출산의 대체효과 (따라서 출산이 증가)가 실업으로부터 발생하는 남성소득의 손실로부터 나온 출산에 대한 소득효과 (따라서 출산의 감소)보다 작다는 것을 유추할 수 있다(Ahn and Mira, 2002). Adsera (2004)는 전체 실업률이 아닌 여성의 실업률만을 고려했을 때 실업률과 출산율은 역(-)의 상관관계가 있음을 보였다.

[그림 II-15]를 통해 나타난 경험적 사실은 실업률(여성, 남성)과 합계출산율 사이의 국가간 상관관계가 양(+의 관계에서 음(-)의 관계로 변화하였음을 보여준다. 즉, 오늘날 실업률이 낮은 OECD 국가들에서 합계출산율이 높다는 것이다.

이상의 경험적 사실들은 앞서 높은 출산율과 높은 여성경제활동 참여율 혹은 고용률이 더 이상 양립 불가능한 것이 아님을 보여주고 있다고 할 수 있다.

[그림 II-15] 실업률과 합계출산율 사이의 국가 간 상관관계(1977~2000년)



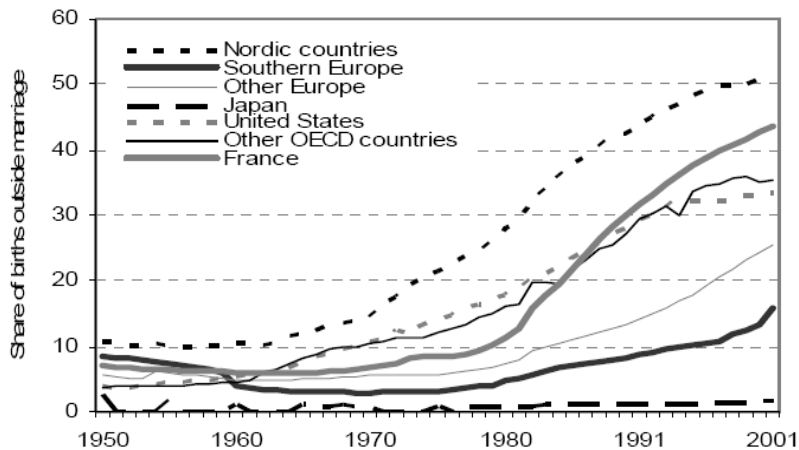
주: 1. 포함된 국가는 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아일랜드, 이탈리아, 일본, 한국, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국 등임.

2. 굵은 실선은 상관계수가 5%수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.
자료: OECD(2005).

라. 혼인 여부

출산율의 추세는 여성의 결혼 여부에 영향을 받는다. 대부분의 국가들에선 결혼한 여성의 출산율이 결혼하지 않은 여성의 출산율보다 높다. 결혼하지 않은 여성의 비율이 시간이 지남에 따라 증가해 가고 있기 때문에 합계출산율이 저하될 수도 있다. 하지만, 결혼하지 않은 여성의 출산형태 또한 시간이 지남에 따라 많이 변화하였다. 이러한 징후 중 하나는 전체 출산 중 사생아의 출산 비중이 증가하고 있다는 점이다.

[그림 II-16] 출생아 중 혼인 외 출생자녀 비중

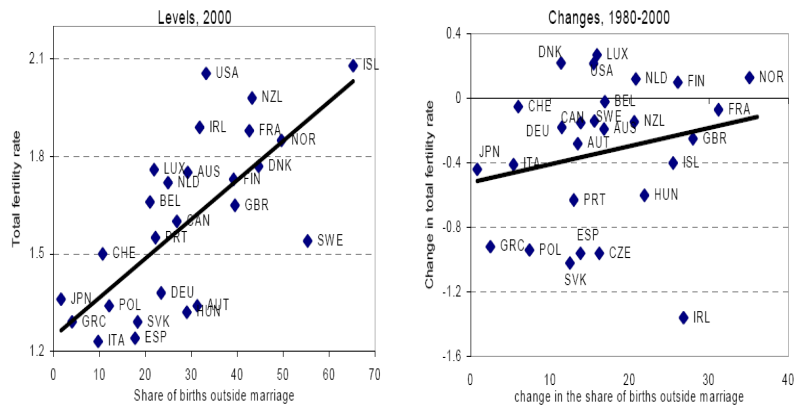


자료: OECD(2005).

북구 유럽국가들에서 사생아의 비중이 1960년 10%에서 오늘날 50% 이상으로 증가했으며 프랑스에서도 45%, 미국과 그 밖에 OECD 국가들은 35%대를 보이고 있다. 남부 유럽국가와 일본은 그 비중이 더 낮다([그림 II-16] 참조). 2000년에 사생아의 비중이 높은 OECD 국가들에서 합계출산율이 또한 높음을 알 수 있다.

또한 1980~2000년 사이에 사생아의 비중이 증가한 국가들은 비록 국가 간에 차이가 있으며 유의하지는 않지만 합계출산율이 약간 감소하였음을 알 수 있다.

[그림 II-17] 혼인 외 출생아 비중과 합계출산율 사이의 국가 간 상관관계



자료: OECD(2005).

마. 기타 구조적 요인들

장기적인 출산율 하락과 지연의 추세를 설명할 수 있는 구조적· 사회적 성격 변수 중 위에서 언급하지 않은 주요한 변수들은 농업부문의 고용 하락과 연금제도의 성숙 등을 들 수 있다. 자녀에 대한 부모의 욕구를 줄이는 이 두 효과는 전통적인 사회의 특징인 대가족 형성을 통한 경제적 이득(economic benefit)을 감소시켰으며, 출산에 대한 의사결정에 있어 문화적 가치와 비용에 대한 고려 등의 중요성을 증가시켰다.

Ⅲ. 출산율 결정에 대한 선행연구

1. 출산율 결정의 이론적 모형

출산율 결정모형에 대한 경제학적 연구는 오랫동안 진행되어 왔으나 그 연구의 근간은 Heckman & Willis(1975)의 생애효용모형과 Becker(1960, 1973, 1976)의 Quantity-Quality 모형, Easterlin(1968)의 세대간 상대소득에 따른 출산율 결정이론으로 대표될 수 있다. 이 중 Becker의 모형은 여전히 출산율 결정모형의 기초로 활용되고 있고, 각 나라들의 데이터를 이용하여 Becker의 이론을 검증하는 작업이 활발히 이루어져 왔다. Becker(1960)는 Quantity-Quality 모형의 기본적인 틀을 처음 제시한 논문으로 자녀의 질적 수준의 초기 부존자원에 대한 고려가 없고 자녀 수에 대한 소득탄력성이 자녀의 질적 수준에 대한 소득탄력성보다 크다는 가정을 이용하여 가구의 소득이 증가하면서 자녀 수가 감소한다는 명제를 도출한다. 반면 Becker(1973)는 소득탄력성과 가격탄력성 내용을 추가하였으며, Becker(1976)는 초기 부존자원에 대한 고려를 통해 자녀 수와 자녀의 질적 수준의 소득탄력성의 크기에 대한 결론이 사전적인 가정 없이 도출되도록 수정하였다. 이러한 발전과정을 거친 Becker의 Quantity-Quality 모형을 소개하면 다음과 같다.

우선 가구의 효용함수 U 는 $U = (n, w, y)$ 로 구성되고 여기서 n 은 가구 내 자녀 수, w 는 자녀의 질적 수준(모든 자녀에 대해 동일하다고 가정), y 는 자녀를 제외한 기타 모든 재화를 나타낸다. 자녀의 질적 수준에 대한 생산함수 $w = e + q$ 로 표현할 수 있으

며 e 는 초기 부존자원, q 는 자녀의 질적 수준에 대한 가구의 투자라고 정의한다. e 는 가구의 소득이 증가함에 따라 증가한다고 가정할 수 있다. 한편, 가구의 예산제약식은 $p_y y + p_q nq = I$ 이며 p_q 는 자녀의 질적 수준을 한 단위 높이는 데 필요한 평균비용, $p_q nq$ 는 자녀에 대한 총지출로 해석할 수 있다.

예산제약하의 효용극대화의 1계 조건을 통해 $\pi_w = np_q$, $\pi_n = qp_q$ 가 도출되며 π_w , π_n 은 각각 자녀의 질적 수준에 대한 잠재가격, 자녀의 수에 대한 잠재가격을 의미한다. 위의 두 식을 통해 자녀의 수와 자녀의 질적 수준은 상호의존적임을 알 수 있다. 즉 자녀 수가 증가하면 자녀의 질적 수준에 대한 잠재가격은 상승하며, 자녀의 질적 수준에 대한 가구의 투자가 증가하면 자녀 수에 대한 잠재가격도 증가하게 된다. 소득이 증가하면 자녀 수에 대한 (관찰된)소득탄력성은 낮은 소득에서는 감소하거나 음수이지만 소득이 증가하면서 증가한다. 반면 소득이 증가하면 자녀의 질적 수준에 대한 (관찰된) 소득탄력성은 낮은 소득에서는 높으나 소득이 증가하면서 감소하게 된다.

자녀의 질에 대한 부존자원의 수준이 가구소득에 크게 연동될수록 소득의 증가에 따라 자녀의 수는 증가하는 반면, 자녀의 질적 수준 증가 효과는 작다. 이는 자녀 수와 사회계층 간의 이동성 간에 음(-)의 상관관계가 있음을 나타내는 것이다. 다음 [그림 III-1]의 delta¹²⁾값은 사회계층 간의 이동성이 클수록 낮게 나타난다. 계층 간 이동가능성이 크게 되면 소득이 증가함에 따라 자녀 수의 감소효과는 큰 반면, 자녀의 질적 수준을 유지하기 위한 가구의 지출은 증가하게 된다. 계층 간 이동성이 작은 경우 가구소득이 높

12) 델타값은 효용함수에서 사회계층 간 이동성을 나타내는 파라미터로 델타값이 0인 경우는 계층 간 이동이 자유로운 것을 의미하며, 델타값이 0.5인 경우에는 계층 간 이동이 다소 제약되어 있는 경우를 한 예로 나타낸 것이다.

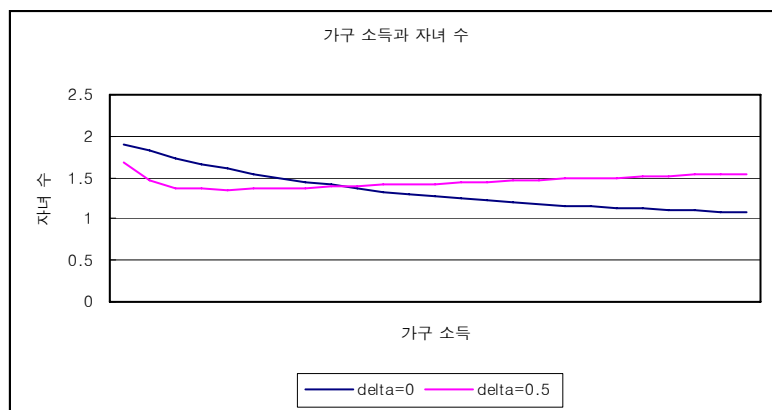
Ⅲ. 출산을 결정에 대한 선행연구 49

으면 이미 자녀의 질적 수준에 대한 부존자원이 높고 이것이 지속적으로 유지될 가능성이 크므로 자녀의 질적 수준보다는 자녀의 수를 유지하는 데 가구의 예산제약을 사용할 수 있다. [그림 Ⅲ-1]과 [그림 Ⅲ-2]가 각각 가구소득에 따른 자녀 수와 자녀의 질적 수준에 대한 지출수준을 사회계층 간 이동성의 수준과 비교하여 나타내고 있다.

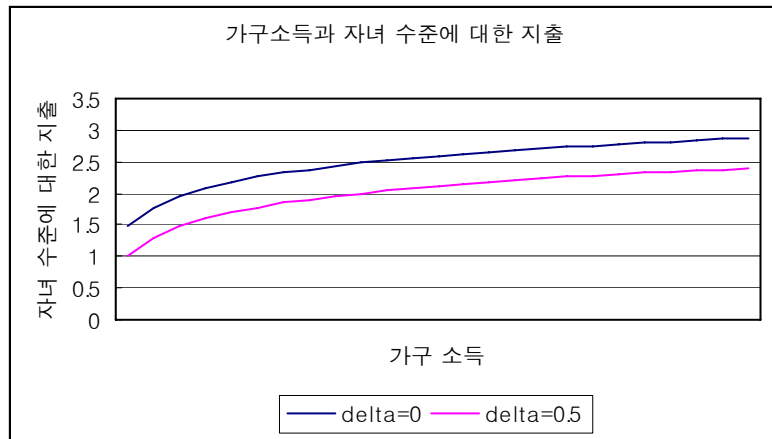
가구의 소득 외에 다른 사회적인 요인이 자녀 수에 미치는 영향을 살펴보면 우선 피임기술의 획기적 발전이 자녀 수에 대한 잠재가격을 증가시켜 자녀 수를 감소시킨다. 또한 자녀의 질적 수준에 대한 잠재가격을 감소시켜 자녀의 질적 수준도 증가시킨다.

어머니 교육수준의 증가는 자녀의 질적 수준의 잠재가격을 감소시켜 자녀의 질적 수준을 증가시킨다. 이는 결국 자녀 수에 대한 잠재가격을 상승시켜 자녀 수를 감소시키게 된다. 어머니의 시장 임금 상승은 기타 재화의 잠재가격을 감소시켜 다른 재화에 대한 지출을 증가시키고, 자녀 수와 자녀의 질적 수준에 대한 투자를 감소시킬 수 있는데 자녀 수와 자녀의 질적 수준 중 자녀 수에 대한 감소가 더 크다고 할 수 있다.

[그림 Ⅲ-1] 사회계층 간 이동성에 따른 가구소득과 자녀 수 관계



[그림 III-2] 사회계층 간 이동성에 따른 가구소득과 자녀 수준에 대한 지출관계



Becker의 아이디어를 확장하거나 수정한 모형은 매우 많다. 그 중 Lundholm and Ohlsson(1998)은 Becker(1973)에 부모가 자녀를 돌보는 데 들어가는 시간제약을 제약식으로 추가하여 모형을 재구성하였다. 부모가 시장에서 보육서비스를 구매하고 동시에 자신 역시 보육서비스를 제공할 경우에는 Becker의 결론이 여전히 성립하여 출산율에 대한 소득의 영향은 이중적이라는 것이 논문의 결론이다. 그러나 시장에서 보육서비스를 구매하는 것만이 유일한 선택이라면 소득이 증가할 때 출산율이 증가하고, 자신이 직접 보육해야 한다면 자녀 수가 자녀의 질적 수준보다 다른 재화들에 대해 더 보완적일 때에는 소득이 증가할 때 출산율이 증가할 수 있다는 결론을 도출하였다.

출산율 결정이론의 또 다른 축을 이루고 있는 Easterlin(1968)은 Becker의 정태적인 아이디어와는 달리 가구나 개인의 선호의 시간적인 변화를 반영하고 세대 간의 소득의 차이나 세대별 인구수의 차이가 출산율에 미치는 영향을 집중적으로 분석하여 보다

III. 출산율 결정에 대한 선행연구 51

동태적인 관점에서 출산율 결정요인을 찾고 있다. 그의 가설에 따르면 젊은 세대의 근로자 수가 감소하게 되면 노동시장에서의 경쟁이 약해져 임금이 높아지고 이로 인해 생활수준이 높아져 결혼과 출산이 증가하게 된다. 또한 아버지 세대의 소득에 대한 자신 세대의 잠재적 소득의 비율이 높을수록 결혼을 할 가능성이 높고, 자녀출산도 많아진다는 가설을 제시하였다. 그러나 어떤 한 시점에서 상대적으로 인구가 적어 노동시장의 진입도 용이하고 소득도 높아져 출산율이 많이 하게 되면 약 20년 후의 자녀세대는 노동시장의 진입이 어렵고 소득도 낮아져 출산율이 감소하는 형태가 된다는 것이다.

위와 같은 내용의 Easterlin 가설을 크게 세 가지로 정리할 수 있다.

- A. 부모세대의 노동자 수에 비해 젊은 세대의 노동자 수가 작아질수록 결혼과 출산이 증가한다.
- B. 부모세대의 평균임금에 비해 젊은 세대의 평균임금의 비중이 커질수록 결혼과 출산이 증가한다.
- C. 결혼과 출산율이 많이 한 젊은 세대가 부모세대가 되는 20년 정도의 시간이 흐르면 노동시장의 경쟁으로 인해 새로운 자녀세대의 결혼과 출산은 감소한다.

Becker의 가설과 Easterlin의 가설은 상호보완적일 수 있어 Becker의 가설에 따라 (절대적) 소득이 증가하면 자녀 수가 증가하고, 과거 부모세대에 비해 젊은 세대의 (상대적) 소득이 증가하면 출산율이 증가할 수 있다.

출산율에 대한 대부분의 실증연구는 Becker의 가설과 Easterlin의 가설을 각국의 데이터를 이용해 검증해보는 형태를 띠고 있다.

2. 실증적 연구

여성의 출산결정에 대한 실증 문헌은 주로 다음과 같은 몇 가지의 주요한 질문을 던지고 답해오고 있다.

- 1) 완결출산(completed fertility) 결정에 미치는 요소는 무엇인가?
- 2) 출산의 간격 및 출산시기 결정에 미치는 요소는 무엇인가?
- 3) 가상정책(counterfactual policy)이 여성의 출산결정에 미치는 효과는 얼마나 되나?

첫 번째 질문은 주로 앞에서 설명한 Becker (1960)와 Becker-Lewis(1973)의 모형의 함의를 실증적으로 검증해 보는 형태를 띠고 있다. 즉, 한 여성 또는 가정이 생애 주기 동안 갖기로 결정한 총자녀의 수와 여성의 임금, 가족의 총소득, 자식에 대한 지출 수준, 또는 엄마 또는 가정의 인구학적 특징이 통계적으로 유의한 관계를 검증하고 있다. 실증분석은 거시 시계열자료 분석에서부터 설문자료를 이용한 미시적 실증분석까지 다양하나 여기에서는 미시적 실증분석에 초점을 맞추어 설명하고자 한다.

초기의 미시적 실증분석에는 종속변수로 아이의 명수(名數)를 이용한 OLS(최소자승) 모형이 사용되었다. 하지만, 출산 결정의 문제처럼 종속변수가 정수일 때에는, OLS을 이용한 추정은 비효율적(inefficient)이고 표준편차에 대한 추정치는 비일치적(inconsistent)이다. 더 나아가서, OLS 추정치를 이용하여 예측하였을 때 출산자녀 수가 음(-)의 값으로 나타날 수도 있다는 단점이 있다. 이런 단점을 극복하기 위해서 최근의 실증분석에서는, 본 연구에서 사용한 count 모형이 널리 사용되고 있다.

count 모형을 사용하여 출산행태를 분석한 최근의 연구로는 Caudill & Mixon(1995), Gensler(1997), Nguyen-Dinh(1997),

III. 출산을 결정에 대한 선행연구 53

Wang & Famoye(1997), Melkersson & Rooth(2000), Silva & Covas(2000) 정도를 들 수 있다. 먼저 Caudill & Mixon(1995)은 count 모형을 이용하여 Becker-Lewis의 가설¹³⁾이 실제 데이터(Consumer Expenditure Survey)와 일치하고 poisson 모형과 negative-binomial 모형이 OLS 모형보다 통계적으로 우월함을 입증했다. Wang & Famoye(1997)은 기존의 count 모형이 분석적 단순함을 위해서 출산 행태에 대한 너무 강한 가정¹⁴⁾을 했다고 비판을 하면서, 그 대안으로 일반화된 포아송 회귀 모형(Generalized Poisson Regression Model, GPR)을 제시했다. 그들은 PSID(Panel Study of Income Dynamics)를 이용하여 Becker-Lewis 가설을 검정하였다. 더 나아가 GPR 대신 단순 포아송 회귀 모형을 이용할 경우 모형의 모수들이 과소추정될 가능성이 있음을 주장하였다. Melkersson & Rooth(2000)의 연구는 출산 데이터에서 살펴 볼 때 많은 가정이 자녀를 가지고 있지 않다는 점에 착안한 것이다. 자녀를 가진다고 했을 때 몇 명을 가질 것인가 하는 결정과 자녀를 가지지 않겠다는 결정은 질적으로 다른 성질의 결정이라는 것이다. 따라서 자녀의 수가 0인 경우에는 다른 결정 기제를 따르는 것으로 가정하고 inflated count data 모형을 발전시켰다. 스웨덴의 출산 자료를 이용하여 모형을 추정하여, 늦게 결혼한 여성이 무자녀(無子女)일 가능성이 높다는 사실

13) 통상적으로 Becker-Lewis 가설이라고 함은, 여성의 임금, 노동시장 참여 여부, 교육은 출산결정에, 기회비용의 상승으로 인해, 음(-)의 효과를 미치고, 가구의 소득은, 자녀의 양-질의 trade-off로 인해 발생하는 소득의 대체효과가 소득효과보다 클 것이라는 믿음하에, 출산결정의 음(-)의 결정을 미칠 것이라는 주장이다.

14) 확률변수가 Poisson 분포를 따른다고 가정하는 경우, 확률변수의 평균과 분산이 일치한다는 강한 가정을 암묵적으로 하고 있는 셈이다. 음이항 분포는 그 정도의 강한 가정을 완화하고는 있지만, 분산이 평균보다 크다는 over-dispersion을 가정하고 있어서 여전히 제한적인 가정을 하고 있는 것은 사실이다.

을 보였다. Silva & Covas(2000)는 좀 더 나아가 무자녀 또는 한 명의 자녀를 갖는 결정과 두 명 이상의 자녀를 갖는 결정 사이에는 큰 차이가 존재하고, 따라서 Poisson 회귀모형으로는 설명할 수 없는 출산행태가 있다고 주장한다. 이런 현상을 설명하기 위해서 hurdle 모형을 발전시키고 포르투갈의 출산자료를 이용하여, hurdle 모형이 출산 행태를 좀 더 잘 설명해줄 수 있음을 보였다.

이러한 실증분석은 기존의 출산 결정에 대한 이론 모형을 검증하고, 여성 또는 가정의 출산 결정에 미치는 요소들을 비교적 쉽게 알아낼 수 있다는 장점이 있다. 하지만, 위에서 설명한 모형은 대개가 정학적(static) 모형이다. 즉, 인생에 한 번 출산에 대한 모든 결정을 내린다고 암묵적으로 가정한 모형이다. 이런 정학적 모형은, 최근의 연구들이 제시하고 있는 출산행태의 시간과 관련된 정형화된 사실(stylized facts)을, 즉 위에서 제기한 두 번째 형태의 질문을 잘 설명하지 못하는 것이 사실이다.¹⁵⁾ 또한 정학적 모형을 가지고는 출산을 다양한 다른 현상, 예를 들면 피임비용, 임금, 소득, 교육, 사망의 위험, 여성의 노동시장 참여 결정 등과 관련짓는 것이 힘들다. 더 나아가서, 출산간의 간격 및 출산시기의 결정 또한 설명할 수가 없다. 최근의 연구들은 이와 같은 출산의 동학적 측면(fertility dynamics)을 설명하고자 많은 시도를 하고 있다.

출산과 관련된 실증동학모형은 연구가 답하고자 하는 질문에 따라서 축약형 모형(reduced-form model)과 구조 모형(structural model)으로 나누어 볼 수 있다. 축약형 모형의 경우 연구자가 관심

15) 예를 들면, (1) 개도국의 출산율이 시간이 지남에 따라 수렴하고 있다. (2) 출산의 간격이 출산율이 높은 여성의 경우 점점 짧아지고 자녀수가 늘어남에 덜 짧아진다. (3) 현재 및 미래의 여성의 임금과 남편의 소득이 자녀 수의 결정과 언제 첫 번째 자녀를 가질 것인가에 일반적으로 중요한 설명변수이다. (4) 영아사망률이 감소함에 따라서 출산율 또한 감소한다. 등.

을 가지고 있는 현상이나 정책이 출산에 미치는 영향을 동학적 모형 내에서 구조 모형보다 좀 더 쉽게 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 출산행태(출산간격 및 출산시간)를 연구한 대표적인 동학적 축약 모형으로는 위험률 모형(hazard-rate)이 자주 사용된다. 대표적인 연구로는 Newman and McCullouch(1984), Heckman et al.(1985), David and Mroz(1989), Heckman and Walker(1990a, b, 1991), Tasiran(1995) 등을 들 수 있다.

Newman and McCullouch(1984)는 1976년 코스타리카 출산 자료를 사용하여 위험률 모형을 추정하였다. 추정결과 여성의 교육수준이 높을수록 첫 출산 및 이후의 출산시기가 늦춰지는 것으로 나타났다. 남편의 교육 수준이 높을수록, 첫 번째 출산시기에는 별 영향을 미치지 못하지만, 그 이후의 출산시기가 늦춰지는 것으로 나타났다. 또한, 영아 사망률이 높은 지역에 사는 여성들은 첫 출산 및 그 이후의 출산시기가 그렇지 않은 여성에 비해 좀 더 빨라지는 것으로 나타났다.

Heckman et al.(1985)은 스웨덴 자료를 사용하여 인구학자들이 주장하던 ‘출산의 엔진(engine of fertility)’¹⁶⁾이 보이지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 통제할 경우 대다수가 없어지거나 오히려 반대로 나타날 수 있음을 보였다. 즉, 앞의 출산간격이 길면, 그 이후의 출산간격은 오히려 짧아질 수도 있음을 보인 것이다. 기혼여성의 경우에는 결혼연령이 출산간격에 미치는 중요성이 현저하게 줄어드는 것으로 나타났다.

Heckman and Walker(1990a,b, 1991)는 여성의 임금과 남성의 소득의 역할을 강조하면서, 여성의 임금이 높을수록 임신시기가 늦어지고 그에 따라 총임신 수도 줄어드는 것을 보였다. 반면, 남성의 소득이 높을수록 임신시기가 빨라지는 것으로 밝혀졌다.

16) 앞의 출산간격이 길수록, 이후의 출산간격이 길어진다는 것.

Tasiran(1995)은 Heckman and Walker의 연구를 발전시켜 여성임금과 남성의 소득이 스웨덴 여성의 출산에 미치는 새로운 결과들을 제시했다. 그는 Heckman and Walker가 이용했던 거시임금과 소득을 대신해서 스웨덴 통계청에서 제공하는 개별 소득세 자료를 이용해서 미시적 임금과 소득을 사용하였다. 새롭게 구성된 자료를 사용하여 Tasiran은 Heckman and Walker가 주장했던 음(-)의 임금효과와 양(+)의 소득효과가 일반적으로 성립하는 것은 아니라는 주장을 펼쳤다. 여성임금과 남성소득의 효과는 자녀의 수, 임금과 소득을 받는 수단, 보이는 않는 이질성의 통제 여부, 직업경력 등을 어떻게 고려하는지에 따라 많이 바뀔 수 있음을 보였다.

위와 같이 위험률 함수를 이용한 축약형 모형을 가지고 동적인 출산결정을 잘 묘사할 수 있다. 하지만, 연구자가 자료에서는 보이지 않는 정책이 출산결정에 어떤 영향을 미치는지 알고 싶다면, 더 이상 축약형 모형을 가지고 답할 수 없게 된다.¹⁷⁾ 맨 처음 제기했던 세 번째 질문에 답하기 위해서는 축약형 모형을 넘어서는 동학적 구조모형이 필요하다. 동학적 구조모형은 동학화된 환경하에서 경제주체(여성 혹은 가정)가 최적의 출산 및 다른 선택을 한다는 가정하에서, 선택의 룰(choice rule)을 도출하고 이를 관측된 선택과 일치시킬 수 있는 모수를 추정하는 모형이다. 이렇게 추정된 모수를 이용하여, 자료에서 관측되지 않은 환경을 제공하였을 때, 경제 주체들이 어떻게 반응하는 지를 관찰함으로써 정책의 효과를 측정할 수 있다. 이러한 동적 구조모형의 실증적 분석 결과는 모형에 따라 상이하므로 간단히 정리하기 어렵다. 실증분석 결과에 대해서는 다음에 제시된 연구물들을 직접 참조하기 바란다 (Heckmand & Willis(1976), Wolpin(1984), Hotz & Miller

17) '루카스(Lucas)의 비판'을 적용해 볼 수 있다.

(1984, 1988, 1993), Rosenzweig & Schultz(1985), Newman (1988), Leung(1991)).

동학모형 중 예를 들어 Hotz & Miller(1988, 1993), Schultz (1990), Van Der Klaauw (1996), Atsuko Ueda (2000)는 동태적인 이항선택 의사결정 모형을 통해 결혼과 노동공급을 동시에 결정하는 분석을 수행하였다. 그 중 Hotz & Miller(1988,1993)는 이항선택 동학 구조식 모형의 파라미터를 추정하는 방법론을 제시하였다. 경제주체의 t 기의 행위 j 에 따른 효용 u_{jt} 는 다음과 같은 식에 의해 결정된다.

$$u_{jt} = u_j^*(H_t) + \varepsilon_{jt}$$

여기서 $u_j^*(H_t) \equiv E(u_{jt} | H_t)$ 는 t 기까지의 행위의 프로파일에 따른 조건부 기대효용이며, ε_{jt} 는 교란항이다.

따라서 경제주체의 목적함수는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\max_{d_t} E_0 \left(\sum_{t=0}^T \sum_{j=1}^J d_{jt} [u_j^*(H_t) + \varepsilon_{jt}] \right)$$

위와 같은 목적함수하에 부모의 출산 여부 의사결정과 거의 직결되는 피임방법과 불임수술에 대한 선택을 통한 기혼여성의 효용 극대화 문제를 구하는데 여성의 나이, 학력, 자녀 수, 자녀의 연령 분포 등이 피임방법에 미치는 영향에 대한 축약형과 구조방정식의 계수를 추정하여 비교하였다.

Ueda(2000)는 생애효용 극대화 가설을 이용하여 결혼, 자녀출생, 직업선택에 대한 매기의 확률가정을 통해 동학적인 의사결정 모형을 구축하였다. 일본의 1993~1995 패널소비자료를 이용하여 추정된 결과 직업을 통해 얻게 되는 효용의 증가가 큰 것으로 나

타났고, 첫째 아이의 출생으로 인한 효용은 감소하는 것으로 나타났으며, 둘째 아이의 출산으로 인한 효용은 증가하며, 셋째 아이 이상의 경우에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 가장 어린 자녀의 연령이 어릴수록 효용의 감소가 큰 것으로 나타났으며, 결혼은 여성의 효용에 부정적인 영향을 주며, 출산 후 종일제 직업을 가지는 것은 매우 어려워 기혼여성의 약 15~18%만이 종일제 직업을 구하는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 위의 선행연구 방법론 중 ① Heckman이 제시한 Survival Analysis를 이용하여 동학적 축약형 모형을 구축하고 출산간격에 영향을 주는 변수들을 찾아본다(합계출산율 추정). ② 자녀수 결정에 대한 정학모형은 Count 모형의 연구방식에 기초하여 우리나라 자료에 적합한 Count 분포를 찾고 출산자녀 수에 영향을 미치는 변수들을 찾아본다(완결출산율 추정).¹⁸⁾

18) 보다 연구의 완성도를 높이기 위해서는 동학 구조형 모형의 구축이 필요하며 이는 2차연도 연구에서 수행할 예정이다.

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구: 미시적 분석

1. 결혼과 출산간격에 대한 Survival Analysis

가. 도입

이 연구는 ‘2003년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사’의 기혼여성에 대한 자료를 이용하여 결혼 이후 첫 출산에 이르는 간격 및 첫 출산에서 두 번째 출산에 이르는 간격을 결정하는 다양한 요인에 대해서 분석한다. 출산의 지연은 여성이 일생에 거쳐 출산하는 총자녀 수의 감소로 이어질 수 있을 뿐 아니라, 단기적으로 합계출산율의 변동의 중요한 원인이 된다.¹⁹⁾ 인구학자들은 출산율에 영향을 미치는 요소를 양(quantum)효과와 속도(tempo)효과로 나누고, 출산의 지연, 즉 속도효과로 인해 기간출산율인 합계출산율이 상당한 영향을 받을 수 있음을 지적하였다(Bongaarts and Feeney 1998). 우리나라에서 최근 공식적으로 발표되는 출산율이

19) “처음 출산율 변동의 70%는 코호트 출산율의 양의 변동에 의한 것이지만, 그 이후로는 출산시기와 같은 속도의 변화에 따라 출산율이 변동한다. 미국의 경우 가령 여성 1인당 자녀의 수에 변화가 없었다 할지라도 출산시기가 빨라짐으로써 높은 출산율의 시기인 베이비붐 시대가 올 수밖에 없었고, 자녀의 수가 변하지 않았더라도 출산시기가 늦어지면서 베이비붐 이후에 출산력 수준은 낮아질 수밖에 없었다. 명백한 사실은 몇 명을 출산했느냐보다, 언제 출산이 이루어졌는지가 더 중요하다는 것이다. 베이비붐 시기 이래 기간출산율의 변동을 이끌어온 가장 기본적인 동력은 코호트 출산율의 속도의 변화인데, 속도의 변화 가운데에서도 가장 지배적인 요인은 첫 자녀를 출산하는 연령의 변화이다”(Ryder 1980; 은기수(2001)에서 재인용).

매우 낮은 수준으로 하락하면서 그 원인에 대한 관심이 높아지고 있는데, 이러한 출산율의 하락 중 단순히 출산의 지연으로 인한 효과가 얼마인지를 판단하는 것은 매우 흥미로운 작업일 것이다. 왜냐하면 출산 지연효과의 정도가 합계출산율 하락이 앞으로 얼마나 지속될 것인지에 대해 직접적인 시사점을 주기 때문이다. 만약 대부분의 여성들이 출산을 잠시 미루는 것일 뿐 일생에 걸쳐 출산하는 자녀의 수에는 큰 변화가 없을 경우, 출산지연으로 인한 합계출산율의 하락은 단기적 현상에 그칠 가능성이 크기 때문이다. 유럽의 출산율 동향에 대한 최근 연구에서도 대부분의 연구자들이 현재 유럽 각국의 합계출산율이 속도(tempo)효과에 의해서 왜곡되어 있으므로, 미래에 약간이나마 반등이 일어날 것으로 판단하고 있다 (Sobotka 2004).

우리나라의 출산간격에 관한 최근 연구로서는 은기수(2001)와 이삼식 외(2005)가 있다. 은기수(2001)는 1997년도 출산력 자료를 이용하여 결혼연령 및 결혼연도가 결혼부터 첫 출산에 이르는 간격에 미치는 효과를 분석하였다. 그에 따르면 결혼연령에 따른 첫 출산간격의 차이는 미미하나, 최근 결혼코호트일수록 첫 출산을 늦추는 경향이 있음을 발견하였다. 이삼식 외(2005)는 가장 최근 자료인 2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사를 사용하여 출산 및 결혼과 관련한 다양한 측면을 분석하였다. 은기수(2001)가 결혼부터 첫 출산에 이르는 간격만을 분석한 것과 달리, 첫 출산으로부터 두 번째 출산, 그리고 두 번째에서 세 번째 출산까지의 간격에 대한 분석도 포함되어 있다. 특히 전국 결혼 및 출산 동향조사에서는 다수의 미혼 여성이 조사대상에 포함되어 있기 때문에 미혼에서 결혼으로의 이행에 대해서도 분석할 수 있다는 점이 특기할 만하다. 출산간격을 결정하는 요인으로는 연령, 교육수준, 결혼 전 취업 경험, 자연유산 경험 등의 변수를 분석하였다. 그러나

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 61

은기수(2001) 및 이삼식 외(2005) 두 연구는 모두 출산간격을 결정하는 요인으로 사회·인구학적 요인에 집중하였으나, 여성 임금 또는 남편의 소득 등 경제적 변수의 역할을 분석하지 못하여서, 이들 변수를 통해 이루어질 수 있는 정책의 효과를 예측하는 데는 이용하기 어렵다는 한계가 있다.

여기서는 2003년도 출산력 자료를 사용하여, 첫 출산 및 두 번째 출산 간격을 분석하였다. 방법론적으로는 Heckman and Walker(1990)를 따라서 첫 출산과 두 번째 출산을 결정하는 모형을 동시에 추정하였으며, 또한 일정비율의 부인들은 출산의 포기 또는 거부로 인해 출산활동이 종결되는 것을 허용하는 모형을 고려하였다. 추가적으로 개인의 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 고려한 모형 및 출산중단 확률을 결정하는 요인들에 대한 분석도 실시하였다. 특히 매월노동통계 자료로부터 얻을 수 있는 연도별, 학력별, 연령별 총급여액 및 임금자료를 활용하여 임금 및 소득변수가 출산의 지연에 미치는 효과를 추정하였다. 일반적으로 출산력 자료에서는 과거 소득 및 취업활동에 대한 미시자료가 제대로 수집되고 있지 않은 상황에서 이들 변수의 효과를 파악하기 위하여 불가피한 선택으로 볼 수 있다.

Heckman and Walker(1990)는 스웨덴 여성의 출산간격을 연구하면서 연도별-성별 급여 및 임금의 집계치를 이용하여 분석하고, 미시자료 대신 집계변수를 사용하는 과정에서 발생할 수 있는 문제점에 대해 설명하였다. 반면 이 연구에서 사용된 임금 및 급여액 자료는 학력별로 구분된 자료로서 단순히 연도별 자료를 사용한 것에 비하여 보다 풍부하고 정확한 정보를 담고 있다. 특히 장래소득 및 임금수준을 결정하는 데 교육수준이 미치는 중요성을 고려할 때, 같은 임금 및 급여액을 받는 것으로 간주된 경제주체 간의 이질성은 학력을 고려한 경우와 그렇지 않은 경우 매우 차이

가 날 것으로 판단된다.

출산간격을 분석하기 위해서는 듀레이션(duration) 모형을 사용하는 것이 일반적이다. 결혼 후 첫 출산에 이르는 기간을 T_1 , 첫 출산 후 두 번째 출산에 이르는 기간을 T_2 라고 할 때, 듀레이션 모형에서는 T_1 과 T_2 를 각각 특정한 분포를 따르는 확률변수로 간주한다. 우리나라의 경우 혼외 출산의 비중이 매우 낮은 편이므로 일반적으로는 결혼 이후에야 출산의 가능성(또는 위험)이 있는 것으로 보는 것이 무리가 없을 것이다. 특히 다른 외적 변수(covariates)들이 출산간격에 미치는 효과를 분석하기 위해서, Z 에 대한 T_1 , T_2 의 조건부 분포를 고려하게 된다. 또한 듀레이션의 분포는 확률밀도함수나 누적분포함수로 먼저 설정하기보다 위험함수(hazard function)로 먼저 정의한 후, 이로부터 확률밀도함수나 누적분포함수를 유도하는 것이 일반적이다. 외적 변수 Z 에 대한 듀레이션 T 의 조건부 분포가 와이블(weibull) 분포를 따른다고 할 때, 위험함수를 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$h_j(t|Z_j) = \exp(\delta_j + \gamma_j \ln(t) + Z_j \beta_j), \quad j=1 \text{ 또는 } 2 \quad (1)$$

여기서 γ 는 이른바 듀레이션 의존성(duration dependence)을 나타내는 계수, 즉 위험함수가 듀레이션에 따라서 어떻게 변화하는가를 보여주는 파라미터이다. 출산간격을 분석하는 맥락에서는 출산이 이루어지지 않는 상태가 지속됨에 따라서 출산의 가능성이 높아지는지 아니면 반대로 낮아지는지를 나타낸다. γ 가 양수일 경우 양(+)의 듀레이션 의존성 나타낸다고 말하며, 반대의 경우에는 음(-)의 듀레이션 의존성을 갖는다고 말한다. γ 이 0일 경우 위험함수는 듀레이션에 영향을 받지 않게 되며, 이 경우 듀레이션의 분포는 와이블 함수의 특수한 경우인 지수분포(exponential distribution)가

됨을 보일 수 있다. 위험함수를 설정한 후에는 확률밀도함수, 누적 분포함수 및 생존함수를 쉽게 구할 수 있으며, 이를 이용해 최우 추정법으로 모형을 추정하는 것이 가능하다.

나. 자 료

한국보건사회연구원에서 매 3년마다 실시하는 ‘전국 출산력 및 가족보건·복지실태 조사’는 전국에서 표본추출한 200개 조사지역의 가구특성 및 15~49세 기혼부인을 대상으로 한 조사를 포함하고 있으며, 기타 임신 및 출산 행태, 피임행태, 인공임신중절, 가족 및 자녀가치관 등을 다루고 있다. 2003년 조사 자료에는 모두 7,308명의 기혼부인에 대한 기록이 수록되어 있으나, 이 연구에서는 1960년 이후에 태어나서 1979년 이후에 결혼한 총 4,295명의 여성들에 대한 자료만을 사용하였다. 1979년 이후 결혼한 여성만 포함한 것은 매월노동통계를 통해 얻을 수 있는 학력별, 연령별, 성별 임금자료가 1979년부터 제공되기 때문이다.²⁰⁾

우선 <표 IV-1>을 통해 출산간격에 대한 기초통계량을 살펴본다. 특기할 것은 전국 출산력 및 가족보건·복지실태 조사에서는 응답자가 첫 번째 자녀의 출생년월과 마지막 자녀의 출생년월만을 제공한다는 점이다. 따라서 출산경험이 있는 경우 첫 출산까지의 간격은 쉽게 계산할 수 있으나, 두 번째 출산간격은 경우에 따라 부분적인 정보만을 제공한다. 예를 들어 조사시점까지 두 번 출산한 여성의 경우에는 마지막 출산과 첫 출산의 간격이 곧 두 번째

20) 1960년 이후 출생이나 1979년 이전에 결혼하였기 때문에 분석에서 제외된 여성은 모두 17명 있었다. 여기에는 1960년 출생-1977년 결혼 여성 3명, 1960년 출생-1978년 결혼 여성 8명, 1961년 출생-1977년 결혼 2명, 1961년 출생-1978년 결혼 3명, 1962년 출생-1977년 결혼 1명이 포함되었다. 이들 여성에 대해 1979년 임금자료를 사용하여 분석에 포함하여 추정하는 경우도 결과에는 별 차이가 없었다.

출산간격을 의미하지만, 조사시점까지 출산 경험이 3번 이상인 경우, 마지막 출산과 첫 출산의 간격은 두 번째 출산간격보다 훨씬 큰 값을 갖게 된다.

<표 IV-1>는 조사시점 현재까지 출산횟수에 따라 관찰값을 네 그룹으로 나누고 각각의 그룹에 대해서 정의되는 출산간격의 정보를 제시하였다. 출산경험이 없는 경우 첫 출산 간격이 조사시점에서 오른쪽으로 절단된(right censored) 형태를 갖는다. 모두 352개의 관찰값이 있으며, 절단된 기간의 평균값은 2.981년이고 표준편차는 3.838년이다. 1회 출산 부인에 대해서는 첫 출산이 이미 이루어져, 첫 출산간격이 절단되지 않고 잘 정의되었으나, 두 번째 출산간격은 오른쪽으로 절단된 형태를 갖는다. 첫 출산간격의 평균은 1.835년으로 출산횟수 2회 이상 여성에 비해 첫 출산간격이 긴 것을 확인할 수 있다. 전체 관찰값 2,557개로 이 연구에서 사용하는 자료의 가장 많은 부분을 차지하는 2회 출산 부인에 대해서는 마지막 출산이 곧 두 번째 출산을 의미하므로 첫 출산간격 및 두 번째 출산간격 모두 절단되지 않고 관찰되었다. 첫 출산간격의 평균은 1.197년, 두 번째 출산간격은 2.897년으로 나타났다. 마지막으로 3회 이상 출산한 여성은 모두 541명이 포함되었다. 첫 출산간격은 평균 1.091년으로 2회 출산 여성의 1.197년과 비교하여 크게 차이가 나지 않으나, 1회 출산 여성의 1.835년에 비해서는 매우 짧은 것으로 나타났다.

예측할 수 있듯이, 출산간격은 세대별 또는 출생코호트에 따라 상이한 패턴을 보인다. [그림 IV-1]은 아래의 분석에 사용된 표본의 첫 출산간격에 대한 카플란-마이어(Kaplan-Meier) 생존함수를 출생코호트별로 추정하여 그래프로 나타내었다. 코호트1은 1960년~1964년생, 코호트2는 1965년~1969년생, 코호트3은 1970년~1974년생, 코호트4는 1975년~1979년생, 코호트5는 1980년~

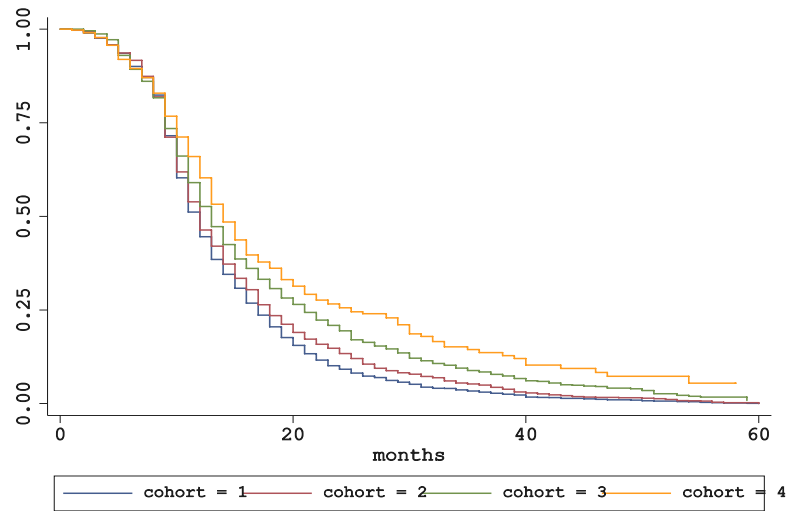
IV. 출산을 결정요인에 대한 연구 65

1985년생을 나타낸다. 최근 코호트로 올수록 생존함수가 바깥쪽으로 이동한 것을 확인할 수 있다. 예를 들어 각 코호트별로 75%의 여성이 첫 출산을 끝내는 데 소요되는 기간은 코호트1의 경우 약 17개월 정도이지만, 코호트4의 경우 26개월 정도로 늘어난 것을 확인할 수 있다. [그림 IV-2]는 같은 내용을 위험함수의 형태로 보여준다. 최근 코호트로 올수록 위험함수가 아래로 이동하고 있음을 확인할 수 있다. 이는 최근 세대에게 출산지연이 심하게 나타나고 있음을 보여준다. 또한 각 코호트별 위험함수의 모양은 대체로 20개월까지는 위험률(hazard rate)이 증가한 후 감소하여 40개월 부근에서 최저에 이르렀다가, 55개월 부근에 최고점을 이루고 다시 감소하는 모양을 보인다. 대체로는 기간이 늘어날수록 위험률이 증가하는 형태이나, 단조성을 보이지는 않는다.

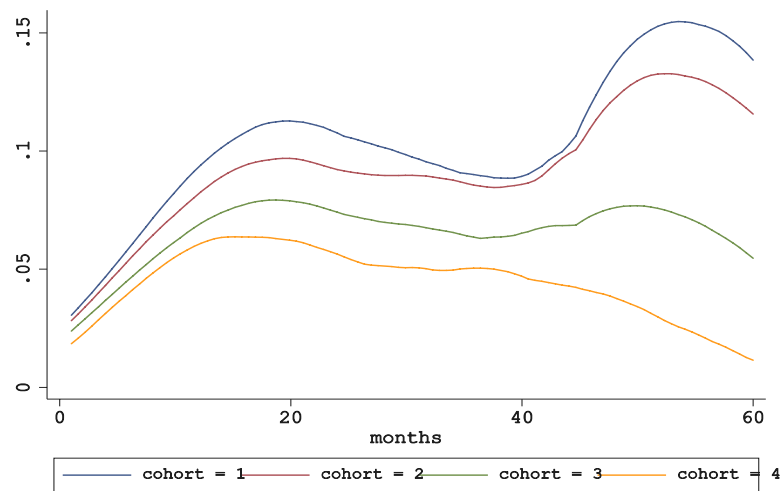
<표 IV-1> 출산간격에 대한 기초통계량

조사시점 현재까지 출산횟수	결혼~첫 출산 간격	첫 출산~마지막 출산 간격	오른쪽 절단 (right censored)		관찰 값의 수
			결혼~조사시점 간격	첫 출산~조사시점 간격	
0	-	-	2.981 (3.838)	-	352
1	1.835 (1.830)	-	-	5.435 (5.047)	845
2	1.197 (0.821)	2.897 (1.589)	-	-	2557
3+	1.091 (0.720)	6.664 (2.932)	-	-	541

[그림 IV-1] 결혼 후 첫 출산에 이르는 생존함수 (Kaplan-Meier Survival Function)



[그림 IV-2] 결혼 후 첫 출산에 이르는 위험함수 (Kaplan-Meier Hazard Function)



IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 67

출산간격을 설명하는 변수로는 대표적으로 여성이 받을 수 있는 임금 및 남편의 수입을 들 수 있다. 그런데 출산력 자료에서는 과거 소득 및 취업활동에 대한 미시자료가 제대로 파악되지 않는 것이 문제가 된다. 이 연구에서는 미시자료 대신 매월노동통계 자료의 연령별, 학력별, 연도별 남성 월급여총액과 연령별, 학력별, 연도별 여성 시간당 임금을 이용하였는데, 표본의 개별 여성 및 그 남편의 학력수준 및 연령에 대한 자료를 활용하여, 이에 해당하는 학력 및 연령의 월급여총액과 임금자료를 대신 사용하였다. 또한 연도별로 물가수준의 차이를 조정하기 위하여 소비자물가지수로 조정된 실질임금 및 실질급여를 사용하였다. 첫 출산간격을 설명하는 데는 결혼시점의 임금 및 급여총액을, 그리고 두 번째 출산간격을 설명하는 변수로는 첫 출산시점의 임금 및 급여총액을 이용하였다.

그 외 설명변수에 대한 정의 및 기초통계량은 각각 <표IV-2>와 <표IV-3>에 정리하였다. ‘대도시 거주 여부’는 현재 거주지의 규모를 나타내는 변수로서 특별시, 광역시 거주를 의미한다. 여기서 현재 거주지는 조사시점에 거주하는 지역으로서 시간의 순서와 관련하여 문제가 될 소지가 있다. 다만 다른 변수에 비해 거주지가 자주 바뀌지 않는다는 것과 거주지를 바꾸더라도 거주지의 규모를 바꾸는 것은 더욱 흔하지 않을 것이라는 점에서 설명변수로 포함하였다. ‘남편 장남 여부’와 ‘첫 자녀 딸 여부’는 한국의 특수한 가족상황을 반영하는 변수로서 각각 남편이 장남인 경우와 첫째 자녀가 딸인 경우를 나타낸다. ‘첫 자녀 딸 여부’는 첫 출산이 이루어진 후에만 알 수 있는 변수이기 때문에 두 번째 출산간격을 설명하는 변수로서만 사용되었다. 그 외에 ‘부인 형제자매 수’와 ‘남편 형제자매 수’는 각각 부인과 남편의 형제·자매 수를 나타내며, 혼인연령과 출산연령은 각각 부인의 혼인연령과 부인의 첫 출산연령을 의미한다. 마지막으로 코호트2~코호트5는 앞에서 정의한 바와 같이 각 출생코호트별 더미변수이다.

<표 IV-2> 설명변수의 정의

변수이름	설 명
남성 월급여총액	연도별, 학력별, 연령별 남성 월급여총액 (십만원: 2000년도 기준)
여성 시간당 임금	연도별, 학력별, 연령별 여성 시간당 임금 (천원: 2000년도 기준)
대도시 거주 여부	현 거주지가 특별시 또는 광역시 지역이면 1, 아니면 0
남편 장남 여부	남편이 장남이면 1, 아니면 0
첫 자녀 딸 여부	첫번째 자녀가 여아이면 1, 아니면 0
남편 형제자매 수	남편의 형제·자매 수
부인 형제자매 수	부인의 형제·자매 수
혼인연령	부인의 혼인연령(세)
첫 출산연령	부인의 첫출산연령(세)
코호트2	부인이 태어난 해가 1965년~1969년
코호트3	부인이 태어난 해가 1970년~1974년
코호트4	부인이 태어난 해가 1975년~1979년
코호트5	부인이 태어난 해가 1980년~1984년

<표 IV-3> 설명변수의 기초통계

변수이름	관찰값의 수	평균	표준편차	최소값	최대값
대도시 거주 여부	4,295	0.434	0.496	0	1
남편 장남 여부	4,295	0.277	0.448	0	1
첫 자녀 딸 여부	3,943	0.487	0.500	0	1
남편 형제자매 수	4,295	4.543	1.676	1	12
부인 형제자매 수	4,295	4.645	1.665	1	12
혼인연령	4,295	24.733	3.071	15.25	40
첫 출산연령	3,943	25.868	3.160	16.333	41
코호트2	4,295	0.309	0.462	0	1
코호트3	4,295	0.260	0.439	0	1
코호트4	4,295	0.093	0.291	0	1
코호트5	4,295	0.009	0.095	0	1

다. 모형의 추정 및 결과

1) 기본모형

배우자가 있는 부인 중에도 일부는 불임 등의 외부적 요인 또는 자녀를 가지지 않겠다는 자발적 선택에 의하여 출산을 하지 않는 경우가 종종 있다. 또는 출산을 하더라도 한 자녀만을 갖고 출산을 멈추는 경우를 쉽게 관찰할 수 있는데, 이 경우에는 두 번째 출산으로의 이행에 아예 이루어지지 않는다. 그런데 앞에서 제시한 와이블 분포를 이용한 듀레이션 분석을 그대로 사용할 경우에는 일반적인 파라미터의 범위에서 모든 부인이 충분한 시간이 주어지면 결국에는 출산을 한다고 암묵적으로 가정하고 있다.²¹⁾ 따라서 출산을 하지 않는 부인이 많이 존재하는 실제 자료와 출산과정을 보다 현실적으로 설명하는 실증모형을 구성하기 위해서는 첫 출산으로 또는 두 번째 출산으로의 이행과정에서 일부 부인이 출산을 중단하는 경우를 명시적으로 고려하는 것이 필요하다.²²⁾ 이를 위해서 생존함수(S)를 아래와 같이 변형하여 정의할 수 있는데, 여기서 p_j 는 출산이 중단된 부인의 비율을 의미한다. 즉, 출산 중단 비율을 추정함으로써 모형의 자료에 대한 적합성을 높일 수 있다.

$$S_j(t_j|Z_j; \Theta_j, \mu_j) = p_j + (1 - p_j) \exp\left(- \int_0^t h_j(s|Z_j) ds\right)$$

$$= p_j + (1 - p_j) \exp\left(- \exp(\delta_j + Z_j \beta_j) \frac{1}{\gamma + 1} t^{\gamma + 1}\right), \quad j=1, 2 \quad (2)$$

$$p_j = \frac{1}{1 + \exp(-\mu_j)}, \quad j=1, 2 \quad (3)$$

21) 엄밀하게는 $\gamma > -1$ 일 경우에 해당한다.

22) 물론 이 실증모형에서는 출산중단이 자발적인 것인지 외부적인 요인에 의한 것인지는 구별하지는 않는다.

모형의 추정에서 또 다른 문제점은 앞에서 언급하였듯이 전국 출산력 및 가족보건·복지실태 조사가 첫 자녀의 출생년월과 마지막 자녀의 출생년월만을 제공한다는 점이다. 따라서 자료의 누락 없이 첫 출산 및 두 번째 출산간격을 연구하려면 일반적인 듀레이션 분석에서 사용되는 로그우도함수에 약간의 수정이 필요하다. 조사시점 현재까지 출산횟수가 3회 이상인 관찰값을 2번째 출산간격에 대한 추정에 사용하기 위해서는, 3회 이상 출산 여성의 경우 두 번째 출산간격이 첫 출산과 마지막 출산 사이의 기간보다 작다는 정보를 이용하여야 한다.

우선 추정해야 할 파라미터들의 집합을 $\theta_j = (\beta_j, \gamma_j, \delta_j)$, $j=1$ or 2 , 조사시점까지 출산회수를 $stat$ 이라고 정의한다. 또한 t_1 은 결혼 후 첫출산까지 간격, t_2 는 첫출산부터 마지막 출산까지 간격에 대한 실제 관찰값이라 하고, 윗쪽 바(upper bar)가 붙은 변수는 각 출산간격이 오른쪽으로 절단되었음을 의미한다. 그러면 로그우도함수는 데이터 Z_1, Z_2 그리고 추정할 파라미터인 θ_1, θ_2 의 함수로 다음과 같이 표현된다. 여기서 S 및 f 는 각각 생존함수 및 확률밀도함수이다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{stat=0} \ln S_1(\bar{t}_1|Z_1 : \theta_1) + \sum_{stat=1} [\ln f_1(t_1|Z_1 : \theta_1) + \ln S_2(\bar{t}_2|Z_2 : \theta_2)] \\ & + \sum_{stat=2} [\ln f_1(t_1|Z_1 : \theta_1) + \ln f_2(t_2|Z_2 : \theta_2)] \\ & + \sum_{stat=3} [\ln f_1(t_1|Z_1 : \theta_1) + \ln (1 - S_2(\bar{t}_2|Z_2 : \theta_2))] \end{aligned} \quad (4)$$

출산경험이 없는 여성들에 대한 관찰값($stat=0$)들은 θ_1 의 추정에만 사용되며, $stat=1,2,3$ 인 경우에는 θ_1, θ_2 모두의 추정에 사용되는 정보를 제공한다. 특히 $stat=3$ 인 경우 두 번째 출산간격은

첫 출산부터 마지막 출산까지 기간보다 작다는 조건을 사용하였음을 확인할 수 있다.

이렇게 구성한 우도함수를 이용하여 최우추정법으로 모형을 추정된 결과를 <표 IV- 4>에 제시하였다. 첫 번째 패널(I)에는 경제적 변수를 위주로 비교적 적은 수의 핵심적인 외부변수들만을 포함시킨 결과를 제시하였다. 두 번째 패널(II)은 결혼연령 및 첫 출산 연령을 추가한 모형이며, 마지막 패널(III)에서는 기타 다양한 사회경제적 변수를 추가하여 분석하였다.

우선 첫 출산과 두 번째 출산 모두에 대해 남성 월급여총액에 대한 계수가 양(+)의 부호를 갖지만 그 크기가 통계적으로 유의하지 않으며, 이러한 결과는 다른 설명변수를 추가하여도 유지되는 것을 볼 수 있다. 따라서 여기에서 제시된 결과를 가지고 해석한다면 남성 월급여 증가를 통해 발생하는 소득효과의 크기가 비교적 제한적인 것으로 볼 수 있다. 반면 여성의 시간당 임금은 첫 출산 및 두 번째 출산 모두에 대해서 통계적으로 유의하게 음(-)으로 나타났다. 예를 들어 첫 번째 모형에서 여성임금의 계수는 첫 출산의 경우 -0.074이며 통계적으로 유의하게 0보다 작은 값으로 나타났다. 이 것은 여성의 시간당 임금이 1,000원 증가할 경우 출산의 위험률이 종전의 약 100분의 93 수준으로 감소한다는 것을 의미한다.²³⁾ 두 번째 출산에 대한 효과도 계수가 -0.088로 첫 출산과 비슷한 효과를 나타냈다. 이는 여성의 임금 증가가 출산 및 이후의 자녀양육에 대한 기회비용을 증가시켜 첫 출산과 두 번째 출산의 가능성 모두를 낮추는 것으로 해석할 수 있다. 다만 앞서도 언급하였듯이 남성 월급여와 여성 임금이 개인별 변수가 아니라 연도, 학력, 연령 그룹 내의 평균이라는 점에서 주의가 필요하다. 또한 월급여 및 임금은 개인의 연령과 함께 증가하는 특성

23) 종전의 첫 출산 위험률이 10%라면, 여성의 시간당 임금이 1,000원 증가할 경우 위험률이 9.3%가 됨을 의미한다.

을 지니고 있으므로, 만약 연령이 높아질수록 출산이 늘어나는 경우 연령의 효과가 급여 및 임금의 효과로 잘못 나타날 가능성이 있는데, 두 번째 패널에서는 이런 우려를 염두에 두고 결혼연령 및 첫 출산 연령을 설명변수로 추가하였는데, 이 모형에서도 남성 월급여와 여성 임금의 효과는 마찬가지로 나타났음을 알 수 있다. 우리나라의 남아선호 경향이 반영되는 결과로서 첫 자녀의 성별이 두 번째 출산에 미치는 효과를 살펴보면, 첫 자녀가 딸인 경우가 그렇지 않은 경우에 비해서 두 번째 출산의 가능성이 뚜렷이 증가한다는 점을 확인할 수 있다. 대도시 거주 여부는 첫 출산에 대해서는 별로 유의하지 않으나 두 번째 출산은 유의하게 지연시키는 것으로 나타났으며, 부모의 형제자매 수, 남편이 장남인지 여부 등은 예상과 같이 출산의 가능성을 높이는 것으로 보인다. 부모의 형제자매 수가 출산에 미치는 효과는 유전적 요인, 문화적 요인, 출산 및 양육 보조 등을 통해서 발생하는 것으로 해석할 수 있으나, 이 연구에서 사용하는 자료와 모형을 이용하여 각각의 효과를 구분하는 것은 불가능하다.

출산중단 가능성을 나타내는 파라미터 μ 에 대한 추정치가 의미하는 바는 첫 출산의 경우 2%, 두 번째 출산의 경우 9%의 부인이 출산을 포기한 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 ν 는 첫출산 및 두번째 출산 모두에서 통계적으로 유의하게 양(+)으로 나타나서, 양의 듀레이션 의존성이 존재하는 것으로 볼 수 있다. 즉 시간이 지남에 따라서 출산의 위험률이 증가한다는 뜻으로서, 모든 조건이 같은 두 부인이 있을 경우, 결혼 이후 출산하지 않은 기간이 길수록 출산의 가능성이 높아진다는 의미이다.

<표 IV-4> 기본모형 추정결과

I.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	coeff	std err	coeff	std err
δ	-0.087	0.041	-1.581	0.064
ν	0.432	0.014	0.986	0.026
β				
male income	0.006	0.003	0.004	0.003
female wage	-0.074	0.013	-0.088	0.017
big city	0.006	0.030	-0.126	0.037
1st daughter			0.096	0.036
cohort2	0.057	0.038	0.233	0.045
cohort3	0.052	0.046	0.066	0.055
cohort4	-0.104	0.075	0.078	0.116
cohort5	0.053	0.251	-0.258	0.479
μ	-3.909	0.118	-2.301	0.061
probability	0.020		0.091	
log likelihood	-13184.849			
II.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	coeff	std err	coeff	std err
δ	-0.670	0.153	-2.216	0.227
ν	0.438	0.014	0.997	0.026
β				
male income	0.002	0.004	0.002	0.003
female wage	-0.122	0.018	-0.136	0.024
big city	0.009	0.030	-0.126	0.037
1st daughter			0.092	0.036
age	0.030	0.007	0.030	0.010
cohort2	0.103	0.040	0.287	0.049
cohort3	0.155	0.053	0.170	0.066
cohort4	0.037	0.084	0.244	0.129
cohort5	0.299	0.261	0.026	0.491
μ	-3.877	0.117	-2.288	0.061
probability	0.020		0.092	
log likelihood	-13172.436			

<표 IV-4>의 계속

III.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	coeff	std err	coeff	std err
δ	-0.999	0.166	-2.679	0.242
ν	0.442	0.014	1.008	0.026
β				
male income	0.002	0.004	0.003	0.003
female wage	-0.105	0.018	-0.107	0.024
big city	0.021	0.030	-0.109	0.037
hus eldest son	0.056	0.036	0.031	0.044
1st daughter			0.092	0.037
hus siblings	0.031	0.010	0.038	0.011
wf siblings	0.034	0.009	0.062	0.011
age	0.027	0.007	0.024	0.010
cohort2	0.124	0.040	0.305	0.049
cohort3	0.190	0.053	0.207	0.066
cohort4	0.090	0.084	0.304	0.128
cohort5	0.386	0.262	0.142	0.491
μ	-3.890	0.117	-2.292	0.061
probability	0.020		0.092	
log likelihood	-13139.029			

2) 개인의 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)
이 고려된 모형

관찰되지 않는 이질성이란 부인의 유전적 또는 생물학적 특성과 같이 개인에게 고유한 특성으로서 첫 출산과 두 번째 출산에 모두 영향을 미치나 자료를 통해 관찰되지 않는 개인의 특성을 의미한다. 예를 들어, 어떤 부인은 유전적인 이유로 다른 부인들보다 자녀의 수태가 잘 되지 않을 수 있는데, 이로 인하여 첫출산 및 두 번째 출산이 다른 부인들 보다 평균적으로 늦게 이루어지게 된다.

이러한 자녀 생산력(fecundity)의 개인적 차이를 통제하는 것이 관찰되지 않는 이질성을 고려하는 주요한 목적이라고 볼 수 있다. 듀레이션 분석에 추가적으로 개인의 이질성을 모형화함으로써 얻는 혜택은 듀레이션 의존성을 편의(bias) 없이 정확히 추정할 수 있다는 점이다 (Wooldridge 2001, Lancaster 1991). 예를 들어 첫 출산을 준비하는 부인들 중에서 자녀를 쉽게 갖는 유전적 특성을 가진 사람들이 그렇지 않은 사람들에 비해서 다른 조건이 같다면 먼저 출산을 하는 경향을 보일 것이다. 그렇다면, 시간이 지남에 따라서 출산을 쉽게 하지 못하는 사람들이 남아 있을 가능성이 높으며, 이들의 출산위험률은 이미 출산을 마친 사람들보다 낮을 것이다. 따라서 이질성을 통제하지 않는 경우 개인의 입장에서는 듀레이션 의존성이 없더라도, 마치 음(-)의 듀레이션 의존성이 있는 것처럼 결과가 나올 가능성이 높다. 이러한 듀레이션 의존성에 편의가 발생하는 문제를 이질성을 통제함으로써 해결할 수 있다. 실증모형에 이질성을 도입하기 위하여 우선 개인의 이질성이 v 라는 하나의 변수로 표현될 수 있으며, 다음과 같이 위험함수에 직접 포함된다고 가정한다.

$$h_j(t|Z_j) = \exp(\delta_j + \gamma_j \ln(t) + Z_j \beta_j + v_k) \quad (1')$$

그러나 이질성은 연구자가 관찰할 수 없으므로, v 를 확률분포로 간주하고 그 분포를 나타내는 파라미터를 모형과 함께 추정하도록 하였다. 이러한 모형의 최우추정을 용이하게 하는 매우 유용한 방법으로 알려진 EM 알고리즘(Heckman and Walker 1990, Heckman and Singer 1984, Lancaster 1990)을 사용하여 모형을 추정하였다.²⁴⁾

24) 개인의 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity) v 의 분포가 유

아래에서는 기본모형에 이질성을 포함하여 확장한 모형을 추정
한 결과를 보고하였다. 우선 v 의 크기가 기본모형에 비하여 크게
증가하였음을 볼 수 있다. 기본모형에서는 첫 출산의 v 가 0.432이
나 이질성을 고려한 모형에서는 1.351로 크게 증가하였다. 두 모

한한 받침(support)을 갖는다고 가정할 때, 그 분포 $m(v)$ 은 $\{\Pi_k, v_k\}_{k=1}^K$
로 표현할 수 있다. 이 경우 로그우도함수 $\mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \ln(\sum_{k=1}^K \mathcal{L}_{ik} \pi_{ik})$ 를 최대
화하는 파라미터 $\{\Pi_k, v_{ik}\}_{k=1}^K, \theta_1, \theta_2, \mu_1, \mu_2$ 를 쉽게 찾는 하나의 방법으로
서 다음과 같은 EM 알고리즘이 알려져있다. EM 알고리즘은 반복적으
로 파라미터를 업데이트하는 과정으로서 우선 전단계의 파라미터를 이
용하여 $\{\Pi_k^{(m)}\}_{k=1}^K$ 를 다음과 같이 구한다 (E단계).

$$\pi_{ik}^{(m)} = \frac{\Pi_k^{(m-1)} \ln \mathcal{L}_{ik}^{(m-1)}}{\sum_{k=1}^K \Pi_k^{(m-1)} \ln \mathcal{L}_{ik}^{(m-1)}},$$

$$\Pi_k^{(m)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \pi_{ik}^{(m)}.$$

여기서 $\ln \mathcal{L}_{ik}^{(m-1)}$ 은 $m-1$ 번째 단계에서 구해진 파라미터를 이용하여
구한, 관찰값 i 의 로그우도 함수값이다. 그러므로 π_{ik} 는 관찰값 i 가 v_k
로부터 생성되었을 사후적 확률(posterior probability)을 베이스 규칙
(Bayes rule)을 이용하여 계산한 것으로 볼 수 있고, 이 확률의 표본평
균을 구하여서 $\Pi_k^{(m)}$ 를 구할 수 있다. 이 경우 파라미터 $\{\Pi_k^{(m)}\}_{k=1}^K$ 는 정
의상 언제나 0과 1 사이의 값을 가지게 되므로, 부등식 제약을 부여하
지 않고서도 추정을 가능하게 한다.

다음으로는 주어진 $\{\Pi_k^{(m)}\}_{k=1}^K$ 에 대해서 로그우도함수 $\tilde{\mathcal{L}}^{(m)} = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K \ln L_i$

$(v_{ik}, \theta_1, \theta_2, \mu_1, \mu_2) \pi_{ik}^{(m)}$ 를 구성하여 이를 최대화하는 나머지 파라미터

$\{v_{ik}\}_{k=1}^K, \theta_1, \theta_2, \mu_1, \mu_2$ 를 구할 수 있는데, 이를 M단계 (maximization
step)이라고 부른다. EM 알고리즘은 이렇게 E단계와 M단계를 계속
반복함으로써 본래 모형(\mathcal{L})의 최우추정량을 구하는 과정이다. 여기서
는 $K=10$, 즉 관찰되지 않는 이질성이 10개의 서로 다른 값을 가질 수
있음을 가정하고 모형을 추정하였으며, <표 IV-5>의 첫 번째 패널의
결과를 구하는 과정에서 추정된 $\{\Pi_k, v_k\}_{k=1}^K$ 의 값은 아래에 제시하였다.
위험함수의 설명변수로 상수항(δ)이 포함되어 있으므로 v 값 중 하나는
0으로 정규화하였다.

k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
v_k	-5.041 (0.128)	-3.415 (0.085)	-2.456 (0.058)	-1.420 (0.037)	-0.567 (0.028)	0.185 (0.050)	0.424 (0.123)	0.577 (0.487)	3.774 (12.361)	0.000
Π_k	0.020	0.029	0.061	0.164	0.368	0.061	0.008	0.001	0.000	0.288

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 77

형 모두에서 유의하게 양(+)의 듀레이션 의존성이 있음을 나타내고 있으나, 개인의 이질성이 고려되지 않은 모형에서는 음(-)의 편이가 발생한다는 앞의 예측과 일치하는 결론을 보여주고 있다. 남성 월급여는 기본모형에 비하여 유의성이 조금 높아졌으나 여전히 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 다른 통제변수를 추가한 결과에서도 남성 월급여의 계수가 통계적으로 유의해지지는 않았다. 이것은 앞서의 기본모형에서와 같은 결과이다. 우선 본장에서 사용된 남성월급여가 남편의 학력, 연령 및 해당연도에 의해 결정되는 함수로 볼 수 있으므로, 여성임금과 남성총급여 대신 교육연수로 측정된 남편과 부인의 교육수준을 설명변수로 포함시켜서 같은 모형을 추정하였다. 본 보고서에서 별도로 보고하지는 않았으나, 이와 같이 추정된 모형에서 남편의 교육수준에 해당하는 계수 역시 유의미하게 양(+)의 값을 가지지는 않는 것으로 나타났는데, 방법론은 다르지만 본 연구 제V장의 거시자료를 이용한 분석에서 남성의 총급여가 출산율에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타난 결과와 배치된다는 측면에서, 이 두 분석 간에 발생하는 것으로 보이는 차이의 원인을 밝히기 위한 추가적인 노력이 뒤따라야 할 것이다. 반면 여성 임금은 첫 출산과 두 번째 출산 모두를 유의하게 지연시키는 것으로 나타났으며, 그 크기도 기본모형과 유사한 결과를 나타내었다. 기본모형에서는 대도시 거주 여부가 두 번째 출산에 대해서만 유의한 지연효과를 지니는 것으로 나타났으나, 이질성을 통제한 모형에서는 첫 출산에 대해서도 유의한 효과를 보여주었다. 추정된 출산중단 확률은 첫 출산의 경우 1.3%, 두 번째 출산은 8.2%로 기본모형에 비하여 약간 감소하였음을 알 수 있다.

<표 IV-5> 개인의 관찰되지 않는 이질성을 고려한 모형

IV.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
δ	1.151	0.045	-1.271	0.066
ν	1.351	0.024	1.671	0.034
β				
남성 월급여총액	0.005	0.003	0.005	0.003
여성 시간당 임금	-0.089	0.013	-0.088	0.016
대도시 거주 여부	-0.111	0.030	-0.158	0.037
첫자녀 딸 여부			0.091	0.036
코호트2	0.016	0.038	0.113	0.045
코호트3	-0.082	0.045	-0.142	0.055
코호트4	-0.267	0.070	-0.178	0.118
코호트5	0.033	0.221	-0.725	0.477
μ	-4.295	0.133	-2.414	0.062
출산중단 확률	0.013		0.082	
no of support in m(v)	10			
log likelihood	-10281.614			
V.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
δ	0.648	0.159	-2.287	0.230
ν	1.358	0.025	1.681	0.034
β				
남성 월급여총액	0.003	0.003	0.003	0.003
여성 시간당 임금	-0.130	0.019	-0.163	0.023
대도시 거주 여부	-0.115	0.030	-0.167	0.037
첫자녀 딸 여부			0.089	0.036
연령	0.026	0.008	0.048	0.010
코호트2	0.054	0.041	0.195	0.048
코호트3	-0.008	0.054	0.005	0.063
코호트4	-0.149	0.080	0.073	0.131
코호트5	0.244	0.229	-0.404	0.518
μ	-4.279	0.132	-2.401	0.062
출산중단 확률	0.014		0.083	
no of support in m(v)	10			
log likelihood	-10268.597			

<표 IV-5>의 계속

VI.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
δ	0.335	0.174	-2.845	0.246
ν	1.356	0.025	1.693	0.034
β				
남성 월급여총액	0.003	0.003	0.003	0.003
여성 시간당 임금	-0.116	0.019	-0.127	0.024
대도시 거주 여부	-0.111	0.030	-0.141	0.037
남편 장남 여부	0.152	0.035	0.024	0.043
첫자녀 딸 여부			0.087	0.036
남편 형제자매수	0.049	0.010	0.072	0.012
부인 형제자매수	0.012	0.009	0.061	0.012
연령	0.023	0.008	0.039	0.010
코호트2	0.070	0.040	0.228	0.049
코호트3	0.027	0.053	0.070	0.066
코호트4	-0.101	0.081	0.151	0.131
코호트5	0.274	0.231	-0.185	0.493
μ	-4.282	0.132	-2.404	0.062
출산중단 확률	0.014		0.083	
no of support in m(v)	10			
log likelihood	-10252.634			

3) 출산중단의 결정요인 분석

지금까지는 출산중단 확률이 설명변수에 의해 변화하는 가능성은 고려하지 않고, 다만 각 출산단계별로 고정된 출산중단 확률을 직접 추정하였다. 여기서는 이러한 가정을 완화하여 출산중단 확

률이 남성 월급여, 여성임금, 첫 자녀 성별 등의 설명변수에 의하여 변화할 수 있도록 보다 확장된 모형을 고려하였다. 따라서 이 모형에서 사용된 설명변수는 두 가지 다른 효과를 갖게 되는데, 하나는 앞서 고려한 바와 같이 출산위험률을 변화시키는 효과이고, 추가적으로 출산을 중단할 확률을 변화시키는 효과이다. 도입부에서 인구학자들이 출산율의 변화를 양(quantum)효과와 속도(tempo)효과로 구분한다고 설명하였는데, 굳이 비교를 하자면, 출산중단 확률의 변화는 양효과에 대응하며, 출산위험률 변화는 대체로 속도효과에 대응한다고 볼 수 있을 것이다. 출산중단이 설명변수에 의해 변화되는 것을 모형화하기 위하여 출산중단 확률 p_j 를 다음과 같이 설정하였다. 다만 해석을 용이하게 하기 위하여 추정계수의 부호가 출산중단 확률의 변화방향과 일치하도록 부호를 조정하였다. 따라서 추정계수 a 가 양(+)의 부호를 갖는 경우, 이는 해당 설명변수가 출산중단의 확률을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다.

$$p_j = \frac{1}{1 + \exp(-\mu_j - Z_j\alpha_j)}, \quad j=1,2 \quad (3')$$

앞의 분석에서와 같이 개인의 관찰되지 않는 이질성을 통제하기 위해 위험함수 (1')이 포함된 모형을 EM 알고리즘을 사용하여 추정하였으며, 그 결과를 <표 IV-6>에 제시하였다. 결과를 살펴보면, 남성 월급여의 경우 위험함수에 미치는 효과 및 출산중단 확률에 미치는 효과는 앞서와 마찬가지로 적어도 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 여성임금이 출산 위험함수에 미치는 효과는 각각 -0.074와 -0.056으로서 통계적으로 유의하게 출산을 지연시키는 것으로 볼 수 있으며, 그 크기 또한 이전의 분석에서와 별다른 차이를 보이지 않았다. 특이한 것은 여성임금이

첫 출산과 두 번째 출산 모두에서 출산중단 확률을 높이는 효과가 통계적으로 매우 유의하다는 것이다. 이는 여성임금의 상승으로 인한 효과가 출산을 지연시키는 효과와 더불어 일부 부인에 대해서 아예 출산을 하지 않도록 만드는 효과가 존재한다는 것이다. 추정된 계수의 크기를 구체적으로 해석하기 위해서, 표본의 평균적인 설명변수 값에서 평가한 여성임금의 한계효과를 식 (5)에 따라서 계산하면, 그 크기가 각각 0.0074와 0.0180으로 나타났다. 이를 해석하면 여성의 시간당 임금이 1,000원 증가하였을 때, 다음 출산을 중단하는 비율이 결혼 후 자녀가 없는 부인의 경우 0.74% 증가하고, 자녀가 하나 있는 부인의 경우에는 1.80% 증가한다는 것을 의미한다.

$$\frac{\partial p_j}{\partial Z_j} = \frac{\exp(-\mu_j - Z_j \alpha_j)}{\{1 + \exp(-\mu_j - Z_j \alpha_j)\}^2} \alpha_j, j=1, 2 \quad (5)$$

첫 자녀의 성별이 두 번째 출산에 미치는 효과를 보면, 변수 1st daughter에 대한 추정계수가 위험함수에 대해서는 0.033으로 통계적으로 유의하지 않으나, 출산중단 확률에 대해서는 -0.899로 매우 유의한 것으로 나타났다. 첫 자녀가 아들인 경우가 딸인 경우에 비해 출산을 지연하는 효과는 미미하지만, 출산을 중단하는 효과는 유의하다는 것이다. 다시 말하자면, 첫 자녀의 성별이 두 번째 출산에 미치는 효과는 대부분 양(quantum)효과로 나타난다는 것이다. 출산중단 확률에 미치는 한계효과를 표본의 평균적인 설명변수 값에서 평가하면, 첫 자녀가 아들인 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 두 번째 출산을 중단할 확률이 7.0% 높은 것으로 해석된다.

<표 IV-6> 출산지연과 출산중단을 결정하는 요인을 동시에 추정한 결과

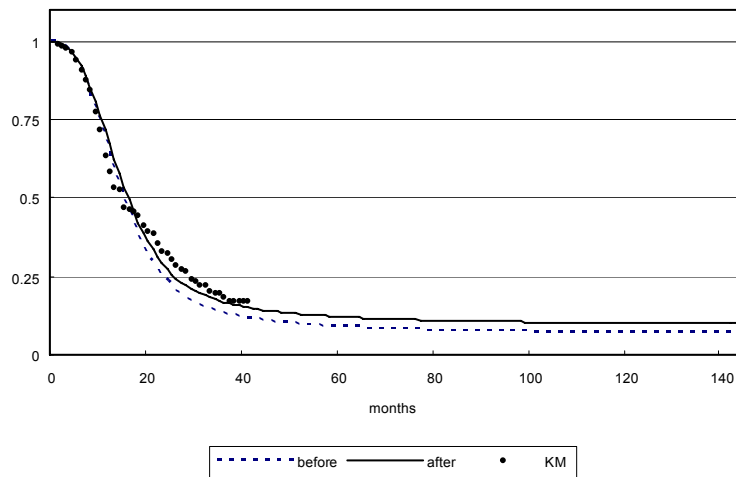
VII.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
δ	1.123	0.045	-1.325	0.067
ν	1.371	0.025	1.697	0.034
β				
남성 월급여총액	0.005	0.003	0.005	0.003
여성 시간당 임금	-0.074	0.013	-0.056	0.017
대도시 거주 여부	-0.108	0.030	-0.167	0.037
첫자녀 딸 여부			0.033	0.037
코호트2	-0.001	0.038	0.086	0.045
코호트3	-0.084	0.045	-0.170	0.055
코호트4	-0.095	0.072	0.044	0.127
코호트5	0.145	0.230	-0.788	0.483
α				
남성 월급여총액	0.020	0.012	-0.006	0.014
여성 시간당 임금	0.425	0.076	0.231	0.050
대도시 거주 여부	0.099	0.207	-0.032	0.121
첫자녀 딸 여부			-0.899	0.130
코호트2	-0.386	0.321	-0.303	0.145
코호트3	0.120	0.307	-0.263	0.184
코호트4	1.602	0.315	0.783	0.299
코호트5	1.457	0.842	-0.607	2.026
μ	-5.815	0.362	-2.590	0.181
no of support in m(v)	10			
log likelihood	-10278.626			

<표 IV-6>의 계속

VIII.				
	첫번째 출산		두번째 출산	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
δ	0.229	0.175	-2.915	0.252
ν	1.378	0.025	1.711	0.034
β				
남성 월급여총액	0.003	0.003	0.003	0.003
여성 시간당 임금	-0.102	0.019	-0.109	0.024
대도시 거주 여부	-0.106	0.030	-0.153	0.037
남편 장남 여부	0.143	0.035	0.005	0.044
첫자녀 딸 여부			0.029	0.037
남편 형제자매수	0.050	0.010	0.066	0.012
부인 형제자매수	0.010	0.009	0.052	0.012
연령	0.026	0.008	0.044	0.011
코호트2	0.046	0.040	0.213	0.049
코호트3	0.026	0.053	0.061	0.067
코호트4	0.078	0.083	0.428	0.142
코호트5	0.439	0.238	-0.186	0.491
α				
남성 월급여총액	0.019	0.012	-0.007	0.014
여성 시간당 임금	0.381	0.103	0.185	0.071
대도시 거주 여부	0.123	0.203	-0.050	0.119
남편 장남 여부	-0.754	0.284	-0.329	0.149
첫자녀 딸 여부			-0.888	0.128
남편 형제자매수	-0.022	0.071	-0.044	0.039
부인 형제자매수	-0.178	0.073	-0.053	0.039
연령	0.032	0.052	0.020	0.035
코호트2	-0.403	0.323	-0.271	0.156
코호트3	0.127	0.339	-0.234	0.222
코호트4	1.575	0.408	0.887	0.358
코호트5	1.610	0.898	-0.899	2.369
μ	-5.380	1.265	-2.379	0.811
no of support in m(v)	10			
log likelihood	-10250.421			

마지막으로 추정된 모형하에서 여성임금의 증가가 출산간격 및 출산중단에 미치는 효과를 분석하기 위하여 다음과 같이 모형을 이용한 가상적인 실험을 구성하였다. 우선 표본에서 2000년에 결혼한 부인 총 164명을 대상으로 하여 <표 IV-6>에서 추정된 모형을 이용하여 생존함수를 각각 계산하고, 그 평균을 [그림 IV-3]에 그래프로 나타내었다. 점선으로 그려진 곡선이 2000년에 결혼한 부인 164명에 대해서 추정된 모형이 의미하는 평균적인 생존함수이다. 그리고 가상적으로 2000년 여성의 임금이 20% 증가하였을 때, 변화한 생존함수를 실선으로 표시하였다. 선정된 164명의 부인에 해당하는 2000년도 평균임금은 5,100원으로 20% 증가는 여성임금이 평균 약 1,000원 정도 증가한 실험에 해당한다고 볼 수 있다.

[그림 IV-3] 2000년에 결혼한 여성이 첫 출산에 이르는 생존함수



주: before: 추정된 모형이 의미하는 생존함수
 after: 여성임금 20% 상승 후 생존함수
 KM: Kaplan-Meier 생존함수

생존함수가 50%에 도달하는 데 걸리는 시간은 각각 14.5개월과 15.5개월로서 50%의 부인이 출산을 완료하는 데 약 1개월 정도의 지연이 발생하는 것으로 볼 수 있다. 반면 출산을 중단하는 평균적인 확률은 5.5%에서 8.3%로 상당히 크게 증가하는 것을 알 수 있다. 앞에서 전체 표본의 평균적 설명변수에 대해서 한계효과를 계산한 것보다 훨씬 큰 값이 나온 것은 2000년에 결혼한 부인이 비교적 최근 코호트에 해당한다는 것과 여성임금이 일정액이 증가하는 것이 아니라, 일정비율로 증가하는 데 기인하는 것으로 볼 수 있다.

라. 결과요약 및 향후 과제

이 연구에서는 2003년 출산력 자료와 1979년 이후 매월노동통계 자료를 활용하여 다양한 경제적, 사회·문화적 변수들이 첫 출산간격과 두 번째 출산간격에 영향을 미치는 효과를 분석하였다. 특히 우리나라 출산간격에 관한 종전 연구들이 살펴보지 못했던 여성임금 및 남성소득의 효과에 대해 가능한 자료를 활용하여 분석을 실시하였다. 이 연구의 실증분석에 의하면 여성임금의 상승은 통계적으로 유의미하게 첫 출산과 두 번째 출산 모두를 지연시키며 동시에 출산중단의 가능성도 높이는 것으로 나타났으나, 반면에 남성의 소득이 출산간격에 미치는 효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이러한 결과는 다른 사회·문화적 변수를 포함하였을 경우에도 계속 유지되었다. 또한 우리나라의 특수한 현상으로 첫 자녀의 성별이 두 번째 자녀의 출산에 미치는 효과도 매우 유의한 것으로 나타났는데, 그 효과는 출산지연보다는 출산중단으로 나타남을 확인할 수 있다. 여성임금과 남성소득 외에 첫 자녀의 여아 여부, 남편과 부인의 형제·자매 수, 거주지 등 다양한 사회·문화적 변수 역시 출산간격에 중요한 영향을 미치는 것을 확인하였다.

향후 과제로서는 우선 다수의 미혼여성의 결혼 결정과 3번째 이

후의 출산도 포함하는 모형을 추정하는 것이 필요하다. 그 이후에 전체 인구에서 각 그룹이 차지하는 비율을 고려하여 설명변수 또는 정책변수의 변화가 합계출산율의 추이에 미치는 효과를 예측하는 것이 가능할 것이다. 또한 이 연구에서 집계치를 사용하고 있는 임금 및 소득자료의 문제점 역시 개선할 필요가 있다. 가능하다면 별도의 미시자료를 이용하여 임금결정모형을 추정하고, 그 추정된 모형을 이용할 수 있을 것이다. 마지막으로 지적할 것은 듀레이션 분석에 의한 출산간격 모형은 여성의 의사결정이 명시적으로 고려되지 않은 축약형 모형(reduced form)으로 출산 결정과 여성의 노동공급 결정의 상호관계를 직접 연구하는데 한계를 갖는다는 점이다. 이 연구의 결과가 주요한 경제적 변수의 변화에 출산 결정이 반응한다는 것을 확인하는 데 있다면, 그 효과에 대한 정량적 분석은 출산과 노동공급을 동시에 고려하는 구조모형(structural model)의 추정을 통하여 이루어져야 할 것이다.

2. 자녀수 결정모형 : Count 모형

가. 완결출산율과 자녀 수

출산율을 측정하는 지표로 가장 많이 이용되는 것이 합계출산율이다. 그런데 합계출산율은 한 여성이 평생의 가임기간에 걸쳐 낳은 자녀 수를 칭하는 완결출산율과는 달리 출산율을 측정하는 시점의 각 연령코호트별 자녀 수의 평균으로 나타낸다. 따라서 아직 가임기간이 끝나지 않은 여성이 향후 추가적으로 출산할 자녀 수나 결혼은 했으나 출산시기를 지연하거나 자녀 간 터울 조절을 하고 있는 여성들이 조사시점에 출산한 자녀 수가 적을 경우 완결출산율과는 큰 차이를 보일 수 있다.

앞 제1절의 결혼과 출산간격에 관한 Survival Analysis에서는

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 87

결혼 이후 자녀출산의 간격에 영향을 주는 변수들을 살펴보았다. 이러한 분석은 여성의 출산의사결정이 시간의 흐름에 따라 동학적으로 결정된다는 사실을 반영할 수 있다는 점에서 의의가 있으며 출산을 결정하는 시점의 사회·경제적인 변수나 기혼여성의 특성 변수들이 출산행태에 미치는 영향을 살펴볼 수 있다. 또한 이와 같은 분석으로부터 합계출산율에 영향을 주는 요인들을 확인할 수 있다. 다만 각각의 변수들이 출산지연에 미치는 효과와 자녀 수에 미치는 효과가 혼합되어 있어 결혼연령의 증가 등으로 인한 출산지연효과를 제외하고 한 여성이 평생에 걸쳐 낳는 자녀 수를 결정하는 요인만을 분리하기 어렵다는 문제점이 있다.

자녀 수 결정모형의 큰 특징이면서 장점은 많은 연구들이 합계출산율에 영향을 주는 요인을 분석하는 것과 다르게 완결출산율을 결정하는 요인을 파악하는 것이다. 일반적으로 완결출산율에 대한 분석시 사용되는 표본은 가임기간이 끝난 여성 집단이다. 여성의 가임기를 폭넓게 고려할 경우 15~44세(혹은 15~49세)로 보는 경우가 많다. 따라서 완결출산율을 분석할 때 45세 이상의 여성을 대상으로 하는 것이 가장 일반적일 수 있다. 단, 45세 이상의 여성표본이 매우 적거나 연령을 다소 하향조정하여도 연구결과에 큰 영향이 없을 때는 이를 40세 전후까지 조정하기도 한다.

따라서 완결출산율 분석은 특정 연령계층 이상만을 대상으로 하므로 젊은 세대의 가치관이나 변화하는 출산행태를 포착하기 어렵다는 단점이 있으며 출산시작부터 출산을 완결하는 시점까지의 여성의 출산행태의 흐름을 볼 수 없다는 단점이 있다. 비록 45세 이상 여성들의 완결출산율이 높다고 해도 20대나 30대 여성들이 향후 출산할 자녀 수가 적다면 장래의 완결출산율은 저하하게 된다. 따라서 20~30대 젊은 여성의 향후 완결출산율을 추정하여 이를 이용하여 전 연령층의 완결출산율을 추정하는 것이 필요하지만 아

직 가임기간이 끝나지 않은 여성의 완결출산율에 대한 정확한 추정
 정은 매우 어렵다.

본 연구는 우선 45세 이상 그리고 40세 이상의 여성에 대한
 표본을 이용하여 완결출산율에 영향을 주는 요인을 분석한다. 그
 러나 40세를 초과하는 여성만을 표본으로 할 경우, 젊은 세대의
 출산율에 영향을 주는 요인들을 포착하기 어렵고 연령이 높은 세
 대의 출산율에만 분석이 집중되므로 향후 출산율 변화에 대한 예
 측이나 시사점을 제공하기 어렵다는 점을 고려하여 가임기간이 끝
 나지 않은 여성들이 생애 동안 출산할 자녀 수에 준하는 대체변수를
 구하여 결혼한 부인의 전 연령에 대한 횡단면 분석도 시도하였다.

또한 물리적 불임으로 인해 자녀를 출산할 수 없는 경우와 의도
 적으로 자녀를 출산하지 않는 경우가 혼재하고 있다는 사실에 착
 안하여 허들 모형을 고려하여 자녀의 존재 유무와 1명 이상의 자
 녀의 수를 결정하는 요인을 분리하여 추정하는 방법도 시도하였
 다. 마지막으로 출산자녀 수에 대한 설명변수로 이용한 기혼여성
 의 경제활동참여가 내생적인 변수일 수 있다는 가정하에 Count
 모형에서 내생적 설명변수를 고려한 경우를 모형화하여 그 설명변
 수를 외생변수로 고려하고 추정한 모형과 비교하였다.

자녀 수 결정모형시 가장 먼저 고려되는 문제는 계량경제학적
 방법론에 따라 자녀 수의 분포를 대표하는 적합한 분포를 찾는 것
 이다. 자녀 수는 0,1,2,3,...의 정수형태이므로 포아송 분포나 그와
 유사한 분포를 고려해야 한다. 포아송 분포를 고려할 때 문제가
 되는 것은 개인 간의 이질성을 포아송 분포가 제대로 포착하지 못
 한다는 점이다. 이에 따라 Negative Binomial 분포가 고려되기도
 하며 일반화된 포아송 분포나 허들모형도 고려된다.

선행연구들은 주로 전형적인 count 모형을 통해 완결출산율을
 분석하고 있는데 Caudill and Mixon(1995), Gensler(1997), Nguyen

-Dinh(1997), Wang and Famoye(1997)이 대표적이다. 그 중 Wang and Famoye(1997)은 불완전한 출산율도 동시에 분석하였으며 자료의 센서링 문제로 인해 편의가 발생할 수 있음을 지적하였다. Gensler(1997)은 허들 모형을 이용하여 적어도 한 자녀가 있는 가구만을 대상으로 하는 자료를 이용하여 완결출산율을 분석하였고, Melkersson and Rooth(2000)은 0과 2와 과장된(inflated) 감마 count 모형을 이용하여 스웨덴의 완결출산율을 분석하였다.

본 연구에서는 선행연구들에 기초하여 자녀 수 결정모형 구축시 고려해야 하는 여러 가지 요인들을 고려하여 이에 적합한 다양한 분석을 시도함으로써 자녀 수 결정요인에 대해 심도 있는 분석을 시도한다.

나. 자 료

출산율 결정요인에 대한 미시적 분석을 위해 이용한 자료는 『2003년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사』이다. 이는 전국의 1만 3천여 가구의 기혼여성을 대상으로 가구의 인적사항, 경제관련 사항, 가족복지, 임신, 출산, 피임, 모자보건에 대한 사항을 조사한 것이다. 단년도의 횡단면 자료이므로 한 여성의 평생에 걸친 출산과 다른 의사결정의 궤적을 알 수 없다는 단점은 있으나 여성의 임신 및 출산, 취업 여부, 가구의 경제적 상태, 가구의 인적 구성 등 출산율 결정하는 데 영향을 미칠 것으로 추정되는 변수들을 비교적 소상하게 포함하고 있어 실증분석의 자료로 이용하였다. 서베이 자료에 포함된 여성은 18~65세 사이의 기혼여성(미망인 포함)이다.

이 중 자녀 수 결정모형을 구축하기 위해 사용된 전국 출산력 기초자료의 주요 변수들을 정리하면 다음과 같다.

<표 IV-7> 전국 출산력 자료 주요변수 기초통계

변수	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최대값
출산자녀 수	6,453	1.89	0.86	0	7
예정출산자녀 수	6,453	2.08	0.72	0	8
주택 소유 여부(소유=1)	6,453	0.59	0.49	0	1
월 가구 총소득(원)	6,453	2,903,054	1,641,077	0	9,970,000
부인의 취업 여부(취업=1)	6,453	0.52	0.50	0	1
부인의 교육수준(학력연수)	6,453	11.96	2.77	0	16
부인의 현재 연령	6,453	37.71	6.68	18	59
남편의 교육수준(학력연수)	6,453	12.61	2.95	0	16
남편의 현재 연령	6,453	41.01	7.28	20	68
인공유산 횟수	6,453	0.67	0.99	0	10
자연유산 횟수	6,453	0.27	0.63	0	8
부인의 혼인연령	6,453	24.15	3.64	14	47
남편의 혼인연령	6,453	27.45	3.81	13	62
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부 (도움=1)	6,453	0.013	0.11	0	1
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부 (도움=1)	6,453	0.025	0.16	0	1
아들 선호 여부(선호=1)	6,453	0.58	0.49	0	1
남편의 장남 여부(장남=1)	6,453	0.29	0.45	0	1
부인의 형제자매 수	6,453	4.84	1.71	1	12
남편의 형제자매 수	6,453	4.741	1.78	0	12
대도시 거주 여부	6,453	0.43	0.50	0	1
중소도시 거주 여부	6,453	0.31	0.46	0	1

다. 출산자녀 수 분포설정과 자녀 수 결정요인 회귀분석

음(-)이 아닌 정수를 종속변수로 하는 count 모형에서 흔히 종속변수가 포아송 분포를 따른다는 가정을 이용한다. 포아송 분포는 음이 아닌 정수가 각각 다음과 같은 확률분포를 가지는 경우를

의미하며 분산이 평균이 동일하여 $E(Y|x) = Var(Y|x) = \mu$ 인 특징을 지니고 있다. 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(Y=y|x) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}$$

그런데 평균과 분산이 일치하지 않아 분산이 평균보다 큰 경우나 평균보다 작은 경우에 포아송 분포를 사용하게 되면 추정치가 편향(bias)을 갖게 된다.

일반적으로 분산이 평균보다 커서 over-dispersion의 문제를 가질 경우에는 Negative Binomial 분포를 사용하며, 반대의 경우에는 감마분포를 이용하게 된다. 일반적으로 출산자녀 수의 분포는 평균보다 분산이 작은 under-dispersion 형태를 띠는 연구결과가 많다. 예를 들어 Heckman and Walker (1990a, 1990b)는 스웨덴의 출산자료를 이용하여 출산 사이의 간격이 일정하지 않고 간격 사이에 양(+)의 duration 의존성이 있다는 사실을 밝혔다. 이는 자녀 수의 분포에 있어 분산이 평균보다 작다는 것과 양립하는 것이므로 자녀 수 분포가 포아송 분포를 따르지 않는다는 추론과 연결된다²⁵⁾. Winkelmann (1995b)의 표현에 따라 감마분포의 밀도함수를 나타내면 다음과 같다.

$$f(y|x) = \Gamma(\alpha y, \alpha\mu) - \Gamma(\alpha(y+1), \alpha\mu)$$

여기서 $\Gamma(\cdot)$ 는 감마 적분으로 $\Gamma(\cdot) = \int_0^{\infty} t^{\alpha-1} e^{-t} dt$ 이며, $\Gamma(0, \alpha\mu) = 1$ 이 성립한다. 이러한 감마분포에서 평균은 μ 이고, 분산은 $\frac{\mu}{\alpha}$ 이다. 따라서 α 가 1보다 작으면 분산이 평균보다 커서

25) 자세한 내용은 Winkelmann(1995a) 참조

넓게 퍼져 있고, 반대로 1보다 크면 분산이 평균보다 작게 된다. 만약 a 가 1이면 자녀 사이의 출산간격이 지수함수형태로 유지되어 포아송 분포를 따르게 된다.

본 연구에서 사용하는 2003년 전국 출산력자료의 출생자녀 수에 대한 분포를 살펴보고 관측된 자녀 수를 가장 잘 반영하는 분포의 형태를 찾는 것이 중요하다. 완결출산율을 파악할 때 가장 흔히 이용되는 변수는 출생 후 사망한 자녀의 수까지 합한 총출생아 수이다. 그 외에 현존 자녀 수를 이용하는 경우도 있는데 이는 주로 출생아 수에 대한 정보가 부정확한 경우 대리변수로 이용되고 있다. 전국출산력 자료는 18~65세의 부인들을 대상으로 하여 조사된 서베이 자료로 이 중 40대 이상의 여성을 이용하여 완결출산율을 직접적으로 관측할 수 있고, 40대 미만의 기혼여성을 표본에 포함시킬 경우에는 불완결 출산율(incompleted fertility rates)을 구할 수 있다²⁶⁾. 본 연구는 40세 이상의 여성의 경우에는 총출생아 수를 변수로 이용하고, 18세 이상의 전체 기혼여성을 표본으로 이용할 경우에는 총출생아 수+현재 임신중이며 출산예정인 자녀 수+향후 추가예정 자녀 수를 예상 총출생아 수라 보고 완결출산율에 대한 대리변수로 이용하였다.

이용가능한 표본 전체를 고려할 경우 총출생아 수와 총출생아 수에 대한 대리변수로 사용된 예상 총 출생아 수의 분포는 각각 다음과 같다.

26) Wang and Famoye(1997)은 미시간 패널자료인 PSID 자료 중 18~40세의 기혼여성 중 가구주가 아니고, 가구의 소득이 음(-)이 아닌 경우를 표본으로 이용하였다.

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 93

<표 IV-8> 총출생아 수 분포

(단위 : 명, %)

출생아 수	전체 표본 수 : 7,251	비중	부인연령 40세 이상인 경우 표본 수 : 3,250	비중
0	496	6.84	79	2.43
1	1,309	18.1	412	12.7
2	4,234	58.4	1,960	60.3
3	1,018	14.0	641	19.7
4	144	2.0	115	3.5
5	38	0.5	33	1.0
6	11	0.2	9	0.3
7	1	0.01	1	0.03
평균 (표준편차)	1.885 (0.858)		2.136 (0.829)	

<표 IV-9> 예상 출생아 수 분포

(단위 : 명, %)

예상 출생아 수	전체 표본 수 : 7,251	비중	부인연령 40세 이상인 경우 표본 수 : 3,250	비중
0	117	1.61	52	1.6
1	982	13.54	404	12.43
2	4,695	64.75	1,963	60.4
3	1,235	17.03	666	20.49
4	166	2.29	119	3.66
5	43	0.59	36	1.11
6	11	0.15	9	0.28
7	1	0.01	1	0.03
8	1	0.01	0	0
평균 (표준편차)	2.074 (0.737)		2.168 (0.815)	

앞의 두 표에서 알 수 있듯이 40세 이상인 기혼여성의 경우에는 출생아 수와 예상 출생아 수의 차이가 매우 작으나 전체 표본을 대상으로 할 경우에는 예상 출생아 수 평균이 약 0.2명 정도 더 크다. 각 변수의 평균과 표준편차로부터 알 수 있듯이 평균값이 분산보다 크게 나타나고 있으며, 출생아 수를 비교해 보면 2명의 비중이 다른 자녀 수에 비해 매우 높음을 알 수 있다. 따라서 위의 분포가 과연 평균과 분산이 동일하다는 가정 혹은 일정한 hazard rate의 유지를 전제로 하는 포아송 분포를 따를 것으로 보기에는 의심스럽다.

위의 출생아 수와 예상 출생아 수의 평균을 유지하면서 포아송 분포를 따르는 자녀 수 분포를 관측치와 비교해 보기 위해 동일한 관측치 수를 가지면서 포아송 분포를 따르고 평균은 서베이 관측치와 동일한 값을 유지하는 무작위 수를 추출하였다.

<표 IV-10> 포아송 분포에 따라 무작위 추출된 출산자녀 수

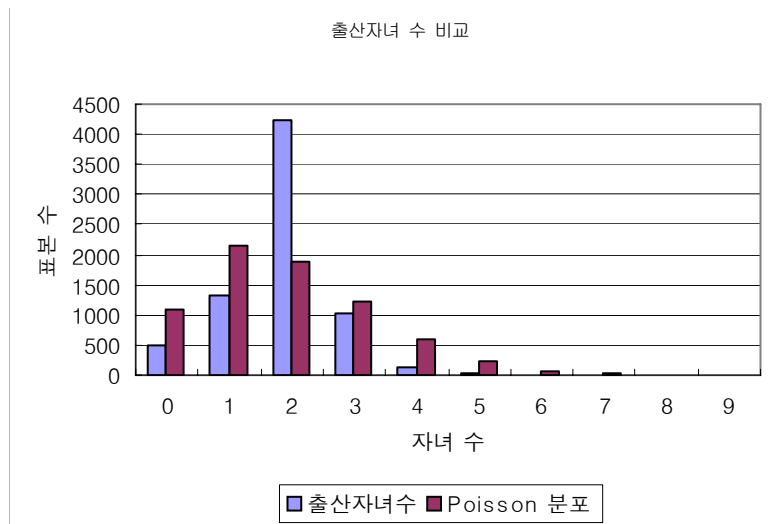
(단위 : 명, %)

출생아 수	포아송 분포를 따르는 무작위 출생아 수	비중	포아송 분포를 따르는 무작위 예상 출생아 수	비중
0	1,106	15.12	933	12.86
1	2,140	29.51	1,907	26.31
2	1,889	26.05	1,945	26.82
3	1,215	16.75	1,361	18.77
4	590	8.14	700	9.65
5	217	2.99	269	3.72
6	67	0.93	95	1.31
7	17	0.23	34	0.47
8	6	0.08	6	0.08
9	0	0	1	0.01
관측치 수	7,251		7,251	
평균 (표준편차)	1.875 (1.378)		2.054 (1.432)	

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 95

위의 표와 비교해보면 알 수 있듯이 포아송 분포를 따르는 무작위 추출의 경우에는 표준편차가 관측치의 2배 가까이에 이르고 있어 관측치의 경우 포아송 분포를 따른다고 보기 어렵다. 따라서 평균이 분산보다 큰 경우인 감마분포를 이용하여 모형을 추정하는 것이 적절한 것으로 보인다.²⁷⁾

[그림 IV-4] 관측된 출생아 수와 포아송 분포에 따른 출생아 수 분포 비교



관측치에서 출산자녀 수가 0인 경우는 전체 표본을 대상으로 할 경우 그 비중이 6.84%에 불과하고, 예상 출산자녀 수의 경우에는 1.61%에 불과한 것과는 대조적으로 포아송 분포를 따르는 무작위 추출의 경우에는 각각 15.12%와 12.86%를 차지하는 것으로 나타나

27) 물론 감마분포를 이용한다 해도 inflated 감마분포 등 보다 적합한 분포를 찾아내는 방법으로 더욱 미세한 조정이 필요할 수 있으나 본 연구에서는 감마분포의 다른 변형을 찾는 것(예: 2-inflated 감마분포)은 추후 연구로 남긴다.

전국 출산력 자료 서베이 관측치의 총출산자녀 수는 포아송 분포와 비교할 때 출산자녀가 없는 경우는 매우 과소하게 추출되었다. 출산자녀 수가 1명인 경우에도 관측치의 경우가 다소 과소하게 나타났다. 반대로 2명의 자녀를 출산한 경우는 관측치에서 58.4%, 64.75%(예상 출산자녀 수)를 차지하는 반면, 포아송 분포를 따른다고 가정할 경우에는 26.05%, 26.82%(예상 출산자녀 수)에 불과하여 두 배 이상 많다는 것을 확인할 수 있다.

따라서 분산이 평균보다 크다는 추측을 할 수 있어 자녀 수 모형의 분산이 평균보다 큰지 여부를 판단하기 위해 Cameron and Trivedi(1998)의 방법론을 이용하였다. 간단하게 소개하면 다음과 같이 정의되는 분산에 대해 월드(Wald) 검정을 통해 분산의 크기를 측정하는 것이다. 분산이 평균보다 크면 α 가 양수이고, 분산이 평균보다 작으면 α 가 음수로 나타난다.

$$V(Y_i | x_i) = \mu + \alpha g(\mu)$$

여기서 μ 는 평균이고, $g(\mu)$ 는 μ , 혹은 μ^2 으로 정의된다. 먼저 포아송 모형을 이용하여 자녀 수의 추정치 (fitted value)인 $\hat{\mu} = \exp(\hat{\beta} x_i)$ 을 구하고 다음의 식을 OLS를 통해 추정한다.

$$\frac{(y_i - \hat{\mu})^2 - y_i}{\hat{\mu}} = \alpha \frac{g(\hat{\mu})}{\hat{\mu}} + \varepsilon_i$$

여기서 α 의 값이 양수인지 음수인지 여부를 통해 분산의 정도를 확인할 수 있다.

자녀 수 결정모형의 설명변수로 특별히 정해진 것은 없지만 일반적으로는 기혼여성의 연령, 결혼연령, 학력수준이 중요한 변수가

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 97

되고, 자녀 수나 자녀 성별에 대한 가치관에 영향을 줄 수 있는 변수들이 일차적으로 고려된다. 가구의 소득이나 기혼여성의 직장유무 등도 매우 중요한 경제적 설명요인이다. 그런데 가구의 소득이나 기혼여성의 직장 유무, 기혼여성의 근로소득 등은 서베이 자료를 이용할 경우 조사시점의 소득만 주어지며 항상소득을 알 수 없다는 단점을 지니고 있다. 따라서 생애주기에 따라 변화하는 변수를 이용할 경우에는 다소 그 결과를 해석하는 데 신중할 필요가 있다. 기혼여성만이 아니라 남편의 학력, 연령, 결혼시 연령 등도 분석시 이용해보았으나 그 유의성이 거의 없는 것으로 나타나 회귀분석시 설명변수로 사용하지는 않았다²⁸⁾. 본 연구에서는 기혼여성의 임금에 대한 관측치가 한 시점에만 존재한다는 문제점을 보완하기 위해 기혼여성의 학력을 임금에 대한 대리변수로 사용한다. 일반적으로 학력수준이 높을수록 기혼여성의 항상소득 혹은 임금은 증가할 것으로 보이므로 학력에 대한 추정치를 기혼여성의 임금에 대한 추정치의 대리변수로 해석한다. 여전히 가구소득도 한 시점에 관측된 소득이라는 문제점이 존재하나 적절한 대리변수가 없고 출산에 대한 소득효과를 포착하기 위해 서베이 자료의 소득을 이용하였다²⁹⁾.

28) 가구소득 변수를 제외하고 남편의 학력 변수를 이용한 경우에는 남편의 학력이 출산자녀 수에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 가구소득 변수를 사용한 후 남편학력 변수의 유의성이 떨어지는 것은 일반적으로 남편의 학력이 높으면 가구소득이 높아지므로 두 변수간의 다중 공선성(multi collinearity)의 문제인 것으로 보인다. 한편 남편의 연령은 출산자녀 수에 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

29) 가구소득에 대한 대리변수로 거시통계에서 추출가능한 남성의 연령별, 학력별 소득을 이용해볼 수는 있다. 그러나 이로부터 항상소득을 추출하는 문제는 여전히 존재한다. 여성과 달리 남성은 대부분 취업을 하고 따라서 실현된 소득은 자신의 기회비용과 큰 차이가 없다. 그러므로 40대 이후 남성의 소득에 기초한 가구소득은 가구의 경제적 능력을 나타내는 변수로서 기능할 수 있다. 반면 여성의 임금은 실제 취업을 할 경우에만 관측가능하고 경력단절 등이 있었을 때에는 자신의 학력이나 연령에 따른 기회비용과는 차이가 있으므로 기혼여성의 출산에 대한 기회비용으로 이용하기에는 다소 부적합하다.

자녀 수와 관련한 축약형 모형을 구성하여 포아송 분포를 따른다는 가정 하에 추정한 결과를 보면 다음 <표 IV-11>와 같다.

<표 IV-11> 출산자녀 수 결정요인 분석 (포아송 분포 가정)

변수	계수 (z 값)	
출산자녀 수 (종속변수): 0,1,2,...,7		
주택 소유 여부(소유=1)	0.052**	(4.56)
가구 총소득(원)	1.38e-08**	(4.87)
부인의 취업여부(취업=1)	-0.053**	(-4.92)
부인의 교육수준(학력년수)	-0.003	(-1.16)
부인의 현재 연령	0.022*	(20.33)
인공유산 횟수	0.027**	(5.06)
부인의 혼인연령	-0.031**	(-16.02)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.099*	(2.53)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.136**	(4.69)
아들선호 여부(선호=1)	0.076**	(7.38)
남편의 장남여부(장남=1)	0.031**	(2.58)
부인의 형제자매 수	0.015**	(4.88)
남편의 형제자매 수	0.009**	(2.78)
대도시 거주 여부	-0.099**	(-7.33)
중소도시 거주 여부	-0.081**	(-5.54)
상수항	0.397**	(6.10)
log likelihood	-11106.99	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

위의 출생아 수에 대한 추정치를 구해 위의 검정식에 대입하여 α 값을 확인하면 다음과 같다.

<표 IV-12> 출산자녀 수 분산분포 검정식

파라미터	추정치	t 값
$\alpha_1(\mu)$	-0.590	-69.01
$\alpha_2(\mu^2)$	-0.313	-69.01

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 99

따라서 출산자녀 수는 분산이 평균보다 작은 분포를 보이고 있음을 확인할 수 있다. 이는 위의 출산자녀 수 중 두 자녀를 가진 가구가 많고 포아송 분포의 경우보다 자녀가 없거나 자녀가 둘인 가구가 많다는 관측치의 분포로부터 도출했던 가설과도 일치한다. 이미 가임기를 지난 기혼여성들만을 대상으로 출산자녀 수에 대한 회귀분석을 통해 추정치를 구한 후 위의 분산의 크기에 대한 검정식에 대입해도 동일한 결과를 얻는다. 참고로 40세 이상의 기혼여성의 출산자녀 수 분포에 대한 분산을 검정한 결과 α_1 은 -0.726, α_2 는 -0.340의 유의한 음수 값을 보이고 있어 분산이 작음을 확인할 수 있고 이에 따라 포아송 분포나 Negative Binomial 분포보다는 감마 count 모형을 이용하는 것이 적절한 것으로 보인다.

감마 count 분포를 따른다는 가정하에 출산자녀 수의 결정요인의 계수들을 구하면 <표 IV-13>과 같다.

<표 IV-13> 출산자녀 수 결정요인 분석 (감마 count 분포가정)

변수	계수 (z 값)	
출산자녀 수 (종속변수) : 0,1,2,...,7		
주택 소유 여부(소유=1)	0.056**	(4.57)
가구 총소득(원)	1.18e-08**	(3.27)
부인의 취업여부(취업=1)	-0.090**	(-7.01)
부인의 교육수준(학력년수)	0.001	(0.43)
부인의 현재 연령	0.029**	(20.62)
인공유산 횟수	0.038**	(6.65)
부인의 혼인연령	-0.035**	(-15.68)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.148**	(3.71)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.171**	(5.80)
아들선호 여부(선호=1)	0.084**	(7.19)
남편의 장남 여부(장남=1)	0.025	(1.91)
부인의 형제자매 수	0.021**	(5.89)
남편의 형제자매 수	0.012**	(3.42)
대도시 거주 여부	-0.109**	(-7.33)
중소도시 거주 여부	-0.090**	(-5.79)
상수항	0.151*	(2.01)
log likelihood	-12773.68	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

<표 IV-13>의 추정계수를 비교해보면 두 모형은 유사한 결과를 보여주고 있다. 소득이나 주택소유 여부 등 경제적 여건과 관련된 변수는 주택을 소유할수록, 가구의 총소득이 높을수록 자녀 수가 많은 것으로 나타났다. 부인이 직업이 있는 경우에 자녀 수가 적은 것도 유사하며 학력수준의 영향력은 포아송 분포를 가정할 경우에는 유의성이 낮지만 음(-)의 부호를 나타낸 반면, gamma count 분포를 가정할 경우에는 출산자녀 수에 거의 영향이 없는 것으로 나타나고 있다.

물리적인 가임력과 관련된 변수로 이용한 인공유산 횟수를 살펴보면 인공유산 횟수가 많을수록 자녀 수가 많은 것으로 나타나 임신을 많이 할수록 출산도 많이 했음을 확인할 수 있다. 따라서 물리적인 가임력을 나타내는 변수로는 인공유산 횟수가 일정한 정보를 포함하고 있는 것으로 보인다.

아들이 꼭 필요하다거나 아들이 있었으면 한다고 대답하여 남아 선호사상을 가진 가구로 분류된 경우에는 더 많은 자녀를 출산하는 것으로 나타났다. 이는 아들을 낳게 되면 추가적인 출산을 포기하는 반면, 딸을 낳은 경우에는 아들을 낳기 위해 추가 자녀를 출산하기 때문인 것으로 보인다. 위와 같은 결과는 출산간격모형에서 첫째아가 딸인 경우 둘째아를 출산하는 시기가 빨라졌던 점과도 일치되는 결과이다.

남편이나 부인의 가치관과 연결된 변수로 남편의 형제자매 수, 부인의 형제자매 수, 현재 거주하고 있는 지역이 대도시인지 중소도시인지, 시골인지를 더미변수로 살펴보았다. 일반적으로 예측한 바와 같이 남편과 부인 모두 형제자매가 많을수록 자신도 더 많은 자녀를 출산하는 것으로 나타났으며, 시골보다 대도시나 중소도시에 거주하는 경우에 자녀수가 적은 것으로 나타났다.

마지막으로 친정어머니나 시어머니의 육아 도움이 있는 경우 출

산자녀 수가 많은 것을 확인할 수 있다. 그런데 이는 자녀 수가 많아지면 부모님의 도움을 적극적으로 받으려는 동기가 발생하므로 자녀가 많은 가구에서 부모님의 적극적 도움을 요구하고 이로 인해 부모님의 육아 도움이 발생할 수 있으므로 인과관계를 확인하기는 다소 어렵다.

위의 두 분포를 이용한 추정결과는 모든 연령대(18세 이상)의 기혼여성을 포괄하고 있어 출산자녀 수 자체가 완결출산율을 정확하게 나타내고 있다고 보기 어렵다. 따라서 흔히 가임기가 완료된 여성의 출산행태를 살펴보기 위해 45세 이상의 기혼여성과 40세 이상의 기혼여성 각각에 대해 출산자녀 수 결정에 대해 분석하였다.

<표 IV-14> 만 40세 이상 기혼여성의 출산자녀 수 결정모형

변수	만 40세 이상	
	포아송	감마
출산자녀 수 (종속변수)		
주택 소유 여부(소유=1)	0.022 (1.39)	0.023 (1.46)
가구 총소득(원)	2.25e-08** (5.69)	2.33e-08** (5.78)
부인의 취업여부(취업=1)	-0.0066 (-0.48)	0.004 (0.28)
부인의 교육수준(학력연수)	-0.018** (-5.85)	-0.017** (-5.66)
부인의 현재 연령	0.0005 (0.18)	0.003 (0.10)
인공유산 횟수	0.011 (1.73)	0.015* (2.21)
부인의 혼인연령	-0.022** (-9.31)	-0.022** (-8.27)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	-0.030 (-0.49)	-0.045 (-0.63)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.145 (1.86)	0.1146 (1.71)
아들 선호 여부(선호=1)	0.067** (4.85)	0.070** (5.03)
남편의 장남여부(장남=1)	0.056** (3.52)	0.054** (3.47)
부인의 형제자매 수	-0.0012 (-0.29)	-0.00005 (-0.01)
남편의 형제자매 수	-0.0016 (-0.43)	-0.001 (-0.35)
대도시 거주 여부	-0.095** (-5.16)	-0.095** (-5.01)
중소도시 거주 여부	-0.078** (-3.77)	-0.080** (-3.78)
상수항	1.389** (9.92)	1.361** (8.87)
Log Likelihood	-4997.18	-6099.35
표본 수	2,892	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

40세 이상의 이미 출산을 거의 완료했다고 보이는 시점의 여성들은 주택소유 여부에는 큰 영향을 받지 않고 자녀를 둔 것으로 보이며 흔히 가치관과 관련된 변수들인 아들선호 여부나 남편이 장남인지 여부, 거주지역의 특성은 두 분포 모두에서 출산자녀 수에 강한 영향을 미친 것으로 보인다.

두 모형 모두에서 부인의 교육수준과 가구의 총소득은 출산자녀 수에 강한 음(-)의 관계를 나타내고 있고, 기혼여성의 취업 여부는 설명력이 낮은 것으로 나타났다. 즉, 직장을 현재 다니고 있는지 여부가 출산자녀 수에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 현재 직장을 다닌다는 것이 과연 출산시기에도 지속적으로 직장을 다니고 있었다는 것인지 아니면 자녀출산 및 육아 후 직장을 구한 것인지 확인할 수 없기 때문에 조사시점에 직장이 있다는 것과 자녀출산 시점의 취업 유무와는 다른 결과를 보일 것으로 보인다. 인공유산 횟수의 자녀 수에 대한 유의성은 있으나 전체 연령을 대상으로 할 경우보다는 유의성은 다소 떨어지는 것으로 나타났다. 전체표본과 또 다른 점은 부인의 형제자매나 남편의 형제자매 수가 출산자녀 수에 거의 영향을 미치지 못하고 있는 점이다.

부인의 혼인연령은 출산자녀 수에 강한 음(-)의 관계를 보이고 있다. 이는 주로 결혼연령이 늦어질수록 가임기간이 짧아지기 때문인 것으로 보인다. 즉, 늦은 결혼은 단지 자녀의 출산시기를 늦추기만 하는 것이 아니라 가임기 전체에 걸쳐 출산하는 자녀 수를 축소시킴으로써 완결출산율을 감소시킬 수 있음을 시사한다.

물리적인 가임기간이 거의 끝났다고 볼 수 있는 45세 이상의 기혼여성만을 대상으로 자녀 수 결정요인을 분석해보면 다음 <표 IV-15>와 같다.

45세 이상의 기혼여성을 대상으로 한 자녀 수 결정요인을 비교한 결과 역시 포아송과 감마 count 분포 두 모형에서 큰 차이는

없어 출산자녀 수 분포의 분산의 크기에 따라 서로 다른 분포를 이용하는 것이 주요한 설명변수들의 영향의 방향이나 설명력에 큰 영향을 주지는 않는 것으로 보인다.

<표 IV-15> 만 45세 이상 기혼여성의 출산자녀 수 결정모형

변수	만 45세 이상 계수 (z값)	
	Poisson	Gamma
출산자녀 수 (종속변수)		
주택 소유 여부(소유=1)	0.009 (0.36)	0.012 (0.43)
가구 총소득(원)	2.71e-08** (4.47)	2.85e-08** (4.68)
부인의 취업 여부(취업=1)	0.02 (0.92)	0.02 (0.72)
부인의 교육수준(학력연수)	-0.026** (-5.83)	-0.025** (-5.64)
부인의 현재 연령	-0.025** (-3.63)	-0.028** (-3.30)
인공유산 횟수	0.008 (0.80)	0.015 (1.38)
부인의 혼인연령	-0.030** (-6.88)	-0.027** (-5.86)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	-	-
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.326** (7.39)	0.330** (8.38)
아들선호 여부(선호=1)	0.039 (1.76)	0.045* (1.97)
남편의 장남 여부(장남=1)	0.068* (2.76)	0.065** (2.62)
부인의 형제자매 수	-0.007 (-1.09)	-0.005 (-0.83)
남편의 형제자매 수	-0.006 (-1.10)	-0.006 (-1.12)
대도시 거주 여부	-0.104** (-3.78)	-0.108** (-3.71)
중소도시 거주 여부	-0.051 (-1.57)	-0.049 (-1.44)
상수항	2.909** (8.22)	2.973** (6.83)
Log Likelihood	-2245.27	-2738.57

주 : 1. 부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부는 공선성(Collinearity)으로 인해 누락.
 2. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

40세 이상과 45세 이상의 기혼여성의 출산자녀 수는 완결출산율을 나타내는 것으로 위 모형으로부터 확인한 것처럼 전체 표본처럼 가구소득 변수와는 강한 양(+)의 관계를 나타내고 있으나 주택의 소유여부는 큰 영향을 주지는 않는 것으로 보인다. 이는 가구소득의 크기와 주택소유 여부 간의 상관관계가 커서 나타나는

현상으로 볼 수 있다. 그러나 가구소득의 영향력이 큰 것은 가구의 경제력이 자녀 수에 양(+)의 영향을 준다는 의미로 해석할 수 있다.

기혼여성의 출산자녀 수가 여성의 교육수준과는 강한 음(-)의 관계를 나타내고 있으나 다른 경제변수인 취업 유무와는 관계가 없는 것으로 보인다. 단, 이는 조사시점의 취업 유무를 파악하는 것이므로 결혼이후 출산시기에도 지속적으로 직장을 보유했었는지 여부를 직접적으로 의미하지는 않는다. 단, 40세 이상의 기혼여성의 경우 학력이 높을수록 취업을 하지 않는 것으로 나타나 취업한 기혼여성들은 학력이 낮고 학력이 낮은 기혼여성들은 자녀 수가 많은 편이므로 취업한 기혼여성의 자녀 수가 특별히 적지 않으므로 기혼여성의 취업 여부가 출산자녀 수에 유의적이지 않은 것으로 보인다.

그 외 가치관과 관련된 변수 중 남아선호 사상이 있거나 남편이 장남인 경우에 자녀수가 많은 경향을 유지하고 있다. 단 부인이나 남편의 형제 자매수는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

40세 이상의 기혼여성 표본과 45세 이상의 표본결과를 비교해 보면 중소도시에 거주하는 기혼여성이 시골거주 기혼여성보다 자녀를 덜 낳게 되는 영향력의 설명력이 다소 떨어져 45세 이상의 기혼여성을 대상으로 할 경우 읍면지역에 거주하거나 중소도시에 거주하는 거주지의 특성이 출산자녀 수에 영향을 크게 미치지 않으며 대도시 거주 여부만 영향을 주는 것으로 보인다.

라. 불완결출산율(incompleted fertility rates) 대 완결출산율

위의 소절에서 가임기간이 끝나지 않은 여성들의 출산자녀 수를 분석하였으나 가임기가 끝나지 않은 여성들은 아직 추가적으로 출

산할 가능성이 있으므로 모든 세대를 포괄하여 출산자녀 수를 분석하는 것이 완결출산율 결정요인에 대하여 분석하는 것이라고 보기는 어렵다. 따라서 출산이 거의 완결된 연령이라고 볼 수 있는 40세 이상 혹은 45세 이상의 출산자녀 수 결정요인을 추가하여 분석하였다. 젊은 세대의 출산력 패턴을 함께 분석하는 것은 향후 출산율이나 세대별 출산율의 차이와 이에 영향을 주는 변수들을 살펴본다는 의미에서 일정한 정보를 제공하므로 가임기간이 끝나지 않은 연령대의 기혼여성들도 포함한 분석을 시도해보는 것은 의의가 있다.

출산을 완결하지 않은 세대의 출산자녀 수를 결정하는 요인을 분석할 때 사용하는 방식 중의 하나는 결혼 이후 혹은 가임기간 시작 이후로 임신에 노출된 시기를 통제하는 방법이다. Winkleman and Zimmermann(1994)는 여성 개인이 임신에 노출된 시간에 자연대수를 취한 값을 1로 정하여 각 개인들이 임신에 노출된 시간의 차이를 통제함으로써 센서링으로 인한 문제를 극복하려고 시도하였다.

본 연구에서는 위의 방법론을 이용하면서 동시에 자료상 기혼여성의 연령 외에 결혼 만연령이 제시되므로 연령과 결혼연령을 설명변수에 추가함으로써 임신에 노출된 기간의 차이를 통제하고자 시도하였다. 또한 기존 연구와는 달리 완결출산율을 나타내는 가임기 전체를 통해 출산한 자녀 수를 대신하는 변수로 예상 출산자녀 수를 새롭게 정의하였다. 이미 언급하였듯이 예상 출산자녀 수는 기출산자녀 수에 현재 임신하고 있으며 출산할 예정인 자녀를 더하고 향후 추가할 예정인 자녀 수를 더하여 산출되었다. <표 IV-14>와 <표 IV-15>에서 알 수 있듯이 40세 이상의 여성의 경우에는 출산자녀 수와 예상 출산자녀 수에 차이가 거의 없으나 전체 표본을 대상으로 할 경우, 각각의 평균은 1.885(표준편차 0.858),

2.074(표준편차 0.737)명으로 약 0.2명의 차이를 보이고 있다. 물론 현재 임신한 아이를 출산하겠다고 한 경우에는 전체 출산자녀 수에 포함되는 것이 옳지만 추가예상 자녀 수가 1 이상이라고 해도 물리적인 이유나 다른 경제적·사회적 여건에 의해 자녀를 추가 출산하지 않을 수도 있으므로 본 연구에서 정의한 예상 출산자녀 수는 전체 표본의 기혼여성을 대상으로 한 완결출산율의 최대치(upper bound)로 볼 수 있다. 현 출산자녀 수에 임신 중이며 향후 출산할 예정인 자녀 수를 더한 경우의 평균값은 1.919명(표준편차 0.753)으로 이는 출산자녀 수와 거의 유사하여 현 출산자녀 수는 완결출산율의 최소치(lower bound)로 해석해도 무방한 것으로 보인다³⁰⁾. 추가예정 자녀 수는 기혼여성이나 가구의 희망 사항을 나타내기보다는 현실적인 여건 등을 감안하여 보고하는 것으로 실현될 자녀 수에 가깝다고 볼 수 있다. 참고로 이상적인 자녀 수의 평균은 2.408(표준편차 1.115)명으로 나타나 현재 출산자녀 수나 본 연구에서 이용한 예상 출산자녀 수의 크기보다 유의적으로 크다.

위의 분산의 크기에 대한 검정식을 통해 예상 출산자녀 수와 임신에 노출된 기간이 일정하다는 가정을 이용한 모형의 분산을 검사한 결과 분산이 작음을 확인하였다. 따라서 이 결과에 따라 전체 표본을 이용하여 출산자녀 수를 종속변수로 하고 임신에 노출된 기간의 로그값을 1로 통제하여 분석한 모형과 예상 출생아 수를 결정요인을 각각 감마 count 분포를 따른다는 가정하에 구해보면 다음 <표 IV-16>과 같다.

전체 표본을 대상으로 할 경우에 출산자녀 수에 임신노출기간을 통제한 모형과 예상 출산자녀 수 모형을 비교해 본 결과 공통점과

30) 실제로 현 출산자녀 수+현재 임신중이며 출산할 의도가 있는 자녀 수를 더하여 계수를 추정하면 현 출산자녀 수를 이용한 경우와 거의 차이가 없는 것으로 나타났다.

차이점을 발견하였다.

첫째, 가구의 경제적 수준이나 기혼여성의 취업관련 변수들은 가구의 주택소유 여부를 제외하고는 두 모형에서 유사한 영향을 나타내고 있다. 가구의 소득수준이 높고 기혼여성이 직업을 가지게 되면 출산자녀 수가 적음을 확인할 수 있다. 단 가구가 주택을 소유했는지 여부는 가입기간을 통제한 경우에는 자녀수에 영향력이 없는 것으로 나타났다.

둘째, 기혼여성의 학력이 높을수록 출산자녀 수가 적은 것도 두 모형에서 일치하고 있다. 다만 기혼여성의 연령과 결혼시 연령의 부호가 서로 다르게 나타나는데 이는 임신노출기간 통제모형에서 임신노출기간을 통제하므로 모든 여성의 임신노출기간이 같다고 가정을 하게 되면 일찍 결혼을 하고 현재 연령이 높은 가구나 결혼을 늦게 하고 현재 연령이 낮은 기혼여성의 임신노출기간을 동일하게 가정하는 것이므로 연령과 결혼연령의 부호가 예상 출산자녀 수 모형과 다르게 나타날 수 있다³¹⁾.

마지막으로 거주 지역은 모두 시골보다는 대도시나 중소도시의 경우 출산자녀 수나 예상 출산자녀 수가 적은 것으로 나타났으며 부인의 형제자매 수가 예상 출산자녀 수 모형에서는 양(+)³¹⁾의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

두 모형으로부터 알 수 있는 것은 부인의 취업과 학력이 확실히 출산자녀 수나 예상 출산자녀 수에 음(-)의 영향을 미친다는 것과 자녀에 대한 가치관에 영향을 주는 변수 중 아들을 선호한다고 응답한 부인이나 읍면지역에 거주하는 가구의 경우 출산자녀 수가 상대적으로 많다는 것을 확인할 수 있다.

31) 임신노출기간 통제모형에서 기혼여성의 연령과 결혼연령을 제외하고 분석을 시도해도 다른 변수에 대해서는 거의 유사한 결과를 얻어 두 연령변수를 포함하였다.

<표 IV-16> 가임기간 통제분석과 예상 출산자녀 수 분석
비교(Gamma 분포)

변수	가임기간 통제		예상 출산자녀 수	
	감마 count (전체표본대상)			
종속변수	출산자녀수		예상출산자녀수	
주택 소유 여부(소유=1)	0.017	(1.14)	0.021*	(2.27)
가구 총소득(원)	1.15e-08**	(2.58)	1.22e-08**	(4.21)
부인의 취업 여부(취업=1)	-0.113**	(-8.02)	-0.033**	(-3.72)
부인의 교육수준(학력연수)	-0.033**	(-9.11)	-0.087**	(-3.96)
부인의 현재 연령	-0.060**	(-41.36)	0.004**	(5.31)
인공유산 횟수	-0.007	(-1.09)	0.005	(1.19)
부인의 혼인연령	0.069**	(19.18)	-0.020**	(-10.97)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.25**	(4.79)	0.048	(1.51)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.18**	(5.19)	0.049*	(1.97)
아들선호 여부(선호=1)	0.088**	(6.51)	0.081**	(9.29)
남편의 장남 여부(장남=1)	0.038*	(2.38)	0.028**	(2.72)
부인의 형제자매 수	-0.002	(-0.47)	0.006*	(2.15)
남편의 형제자매 수	-0.0007	(-0.20)	0.0001	(0.07)
대도시 거주 여부	-0.130**	(-7.75)	-0.09**	(-8.02)
중소도시 거주 여부	-0.098**	(-5.66)	-0.070**	(-5.79)
상수항	-0.758**	(-8.14)	1.09**	(20.23)
log(가임기간)=1	1로	고정	해당사항없음	
Log Likelihood	-12610.54		-13778.24	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

출산자녀 수와 예상 출산자녀 수에 대한 감마 count 분포를 이용할 경우의 실증분석 결과는 유사하지만 기혼여성의 교육수준의 영향은 두 모형에서 차이가 난다. 출산자녀 수 결정모형에서 기혼여성의 교육수준은 자녀 수에 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났으나, 예상 출산자녀 수 모형에서는 유의적으로 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 현재 자녀 수는 기혼여성 교

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 109

육수준과 다소 무관하지만 향후 출산할 예정인 추가적인 자녀 수는 기혼여성의 학력수준이 높을수록 적다는 것을 의미한다.

예상 출산자녀 수는 만40세 이상의 기혼여성의 경우에 출산자녀 수와 거의 동일하므로 만40세 이상의 기혼여성을 대상으로 완결 출산율을 추정할 때 큰 의미가 없다. 대신 아직 출산이 완결되지 않은 젊은 세대인 18~39세의 기혼여성의 완결 출산자녀 수에 대한 대리변수로 예상 출산자녀 수는 큰 의미가 있으며 따라서 젊은 세대의 기혼여성을 대상으로 예상 출산자녀 수를 이용하여 회귀분석을 해 볼 필요가 있다.

<표 IV-17> 가임기간 통제분석과 예상 출산자녀 수 분석
비교(18~39세 대상)

변수	가임기간 통제		예상출산자녀 수	
	감마 count (18-39세)			
종속변수	출산자녀수		예상출산자녀수	
주택 소유 여부(소유=1)	0.037*	(1.98)	0.019	(1.71)
가구 총소득(원)	6.09e-09	(0.10)	4.50e-09	(1.08)
부인의 취업 여부(취업=1)	-0.155**	(-7.39)	-0.059**	(-5.05)
부인의 교육수준(학력연수)	-0.018**	(-3.22)	0.004	(1.18)
부인의 현재 연령	-0.074**	(-23.06)	0.008**	(5.27)
인공유산 횟수	0.031	(3.18)	0.002	(0.29)
부인의 혼인연령	0.079**	(15.18)	-0.022**	(-10.00)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.242**	(4.51)	0.056	(1.72)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.187**	(5.10)	0.049	(1.87)
아들선호 여부(선호=1)	0.105**	(5.85)	0.089**	(8.07)
남편의 장남여부(장남=1)	0.026	(1.19)	0.015	(1.07)
부인의 형제자매 수	0.016**	(2.58)	0.012**	(3.20)
남편의 형제자매 수	0.009	(1.44)	0.002*	(0.63)
대도시 거주 여부	-0.110**	(-4.87)	-0.079**	(-5.68)
중소도시 거주 여부	-0.084**	(-3.75)	-0.059**	(-4.07)
상수항	-0.832**	(-6.26)	0.855**	(12.12)
log(가임기간)=1	1로 고정		해당사항 없음	
Log Likelihood	-6445.75		-6552.95	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

아직 가임기간이 끝나지 않은 18~39세의 기혼여성을 대상으로 할 경우에는 다소 흥미로운 차이점을 발견할 수 있다. 우선 가구의 총소득이 자녀 수에 영향을 미치지 않는다. 주택소유 여부는 양(+)의 영향을 주는 것으로 보이나 예상 출산자녀 수 모형에서는 유의성이 떨어진다. 오히려 부인의 취업 여부는 두 모형 모두에서 강한 음(-)의 관계를 보이고 있으며 기혼여성의 교육수준이 출산에 미치는 영향은 다소 다르게 나타난다. 임신노출기간 통제모형에서는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난 반면, 예상자녀 수 모형에서는 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다. 그 외 부인의 형제자매 수나 남편의 형제자매 수의 영향이 두 모형에서 크게 차이가 나지 않는 등이 전체 표본을 대상으로 한 경우와 다소 달라진 결과이다. 18~39세의 기혼여성을 대상으로 할 경우, 가구의 경제적 변수의 영향력이 출산자녀 수에 미치는 영향의 설명력이 감소하는 것으로 나타난다.

마. 자녀출산 여부와 자녀 수 모형의 분리 : 허들 모형

출산자녀 수에 대한 결정요인을 고려할 때 간과해서는 안 될 문제는 비록 자녀 수가 0인 경우가 과다하게 나타난 것이 아니라 과소하게 나타났다고 해도 자녀수가 0인 경우에는 자녀를 출산하고자 해도 불임증 등의 문제로 자녀를 출산할 수 없는 경우에 해당하는 사람들이 포함되어 있다는 점이다. 즉, 자녀 수가 0인 경우에는 의도적으로 자녀를 낳지 않은 가구와 더불어 자녀를 낳고 싶으나 낳지 못하는 가구가 혼재했다는 점을 주목해야 한다. 이 경우 자녀 수 0,1,2,3...을 결정하는 것이 유사한 요인에 의해 설명될 수 있다고 보기는 어렵다. 전국 출산력자료 2003년의 표본에는 불임여부를 직접 묻는 항목이 없다. 따라서 출산자녀 수가 0인 가구 중 어느 정도가 불임가구인지 정확히 알기는 어렵다. 다만 출생아

수가 없고, 현재 임신하지 않았으나 추가 자녀를 희망하는 부인의 수를 구하고 이 중 피임을 하지 않으며, 결혼 후 3년 이상이 경과한 부부를 불임부부라고 가정하고 가구 수를 구해보니 57가구가 불임인 것으로 나타났다. 이를 총출생아 수와 비교해 보면 출산 자녀가 없는 전체 가구 496가구 중 11.5%를 차지하여 그 비중이 낮고, 예상 출산자녀 수와 비교해보면 전체 117 무자녀가구 중 48.7%를 차지하여 그 비중은 다소 높은 편이다.

Becker류의 Quantity-Quality 모형은 자녀 수를 결정하는 데 있어 가구의 소득이나 여성의 경제활동 참여 등과 같은 경제적 변수들을 설명요인으로 이용하고 있는 데 반해 Schoen et al (1997)이 주장하듯이 기혼자들이 자녀를 낳을지 여부를 결정하는 것은 경제적인 요인들보다는 사회적인 관계나 요소들에 의해 더 큰 영향을 받을 수 있다는 점을 고려해보는 것이 필요하다. 따라서 출산자녀 수를 설명하는 모형을 구성할 때 허들 모형 혹은 0이 많은 분포를 고려하여 자녀 수가 0일 확률이 전체 자녀 수의 평균과 독립적이라는 가정을 이용해 볼 필요가 있다.

Cameron and Trivedi(1998)의 정의처럼 허들 모형은 0을 생산하는 과정과 양수를 생산하는 과정이 동일한 과정이 아닌 경우를 살펴보는 수정된 count 모형이다. 자녀가 없는 경우와 자녀를 한 명 이상 출산하는 경우를 이항분포의 확률에 따라 고려하고 만약 자녀를 낳게 될 경우에 0이 절단된 count 모형을 구축하는 것이 허들 모형의 핵심이다.

허들 모형을 간략하게 소개하면 다음과 같다. $F_1(\beta_1)$ 이 허들이 만나는 확률 즉, 자녀를 낳게 될 확률이라고 하자. $\frac{f_2(y, \beta_2)}{F_2(\beta_2)}$ 는 자녀 수가 양수인 각각의 경우의 조건부 분포를 나타내며 f_2 는 $\sum_{y \in \Gamma^+} f_2(y, \beta_2) = 1$ 을 만족한다. 여기서 y 는 1 이상의 양(+)의 정

수를 나타내며 F_2 는 조건부 분포의 서포트(support)에 대한 f_2 의 합이다. 따라서 허들모형의 우도함수는 다음과 같이 표현된다.

$$L = \prod_{i \in \Omega_0} \{1 - F_1(\beta_1)\} \prod_{i \in \Omega_1} \frac{\{f_2(y, \beta_2) F_1(\beta_1)\}}{F_2(\beta_2)}$$

여기서 $\Omega_0 = \{i \mid y_i = 0\}$ 이고 $\Omega_1 = \{i \mid y_i \neq 0\}$ 이다. 양변에 로그값을 취하여 로그우도함수를 구하면

$$\begin{aligned} \ln(L) &= \sum_{i \in \Omega_0} \ln \{1 - F_1(\beta_1)\} + \sum_{i \in \Omega_1} \ln \{F_1(\beta_1)\} \\ &\quad + \sum_{i \in \Omega_1} [\ln \{f_2(y, \beta_2)\} - \ln \{F_2(\beta_2)\}] \end{aligned}$$

이다. 로그우도함수가 분리 가능해지므로 허들모형은 이항분포모형과 절단된 count 모형의 양자를 각각 극대화하는 값을 찾음으로써 로그우도 함수값을 극대화하는 파라미터를 구할 수 있게 된다.

출산자녀 수나 예상 출산자녀 수의 분포를 볼 때 자녀 수가 0인 경우가 오히려 포아송 분포나 감마 count 분포의 경우보다 작으므로 0이 많은 분포 (zero inflated distribution)로 보기는 어렵다. Vuong Test 결과 역시 0이 많아 이를 달리 취급하는 분포를 이용할 필요는 없는 것으로 나타났다. 따라서 위의 감마 count 분포를 이용한 결과와 허들 모형의 결과는 큰 차이가 없을 것으로 보인다. 다만 몇 가지 흥미로운 점을 발견하여 허들 모형을 이용한 결과를 <표 IV-18>에 제공하였다³²⁾.

32) 본 연구에서는 Stata의 cloglog 명령과 troipois0 명령어를 이용하여 추정하였다.

<표 IV-18> 예상 출산자녀 수에 관한 허들모형

변수	1단계		2단계	
중속변수	무자녀 대 자녀		자녀 수 (1.2.3...)	
주택 소유 여부(소유=1)	0.096	(1.65)	0.019*	(1.99)
가구 총소득(원)	4.34e-08**	(3.17)	1.18e-08**	(3.93)
부인의 취업 여부(취업=1)	-0.151*	(-2.48)	-0.026**	(-2.89)
부인의 교육수준(학력연수)	0.041**	(3.14)	-0.013**	(-5.71)
부인의 현재 연령	0.013*	(2.21)	0.004	(5.17)
인공유산 횟수	0.166**	(3.62)	0.008	(0.17)
부인의 혼인연령	-0.054**	(-7.49)	-0.017**	(-10.48)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	1.67**	(29.02)	0.029	(0.83)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.205	(1.00)	0.041	(1.55)
남아선호 여부 (선호=1)	0.242**	(4.21)	0.074**	(8.28)
남편의 장남 여부(장남=1)	0.112	(1.62)	0.025**	(2.32)
부인의 형제자매 수	0.027	(1.51)	0.004	(1.35)
남편의 형제자매 수	0.024	(1.34)	-0.001	(-0.53)
대도시 거주 여부	0.060	(0.89)	-0.105**	(-8.95)
중소도시 거주 여부	0.024**	(1.34)	-0.084**	(-6.54)
상수항	1.256**	(4.74)	0.694**	(13.27)

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

위의 허들 모형의 결과로부터 몇 가지 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 첫째, 가구의 총소득과 기혼여성의 취업 여부는 예상 출산자녀 수에 강한 작용을 하는 것으로 나타났다.

둘째, 기혼여성의 교육수준은 자녀의 유무와는 큰 관계가 없는 것으로 보인다. 그러나 한 명 이상의 자녀가 있는 가구를 대상으로 할 경우, 교육수준이 높을수록 출산하는 자녀 수가 적은 것으로 나타나고 있다. 이는 한 자녀의 출생 여부는 기혼여성의 교육수준과 무관하게 결혼을 하면 자녀를 출산하는 것이 당연하다는 하나의 규범처럼 작용하지만 기혼여성의 교육수준이 높을수록 적

은 수의 자녀를 선호하는 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 남편이 남자형제 중 장남인지 여부는 자녀의 출산 여부에 영향력이 떨어지지만 예상 출산자녀 수에는 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

마지막으로 남편이나 부인의 형제자매 수, 특히 남편의 형제자매 수는 자녀의 존재 여부에 영향을 미치지만 한 명 이상의 자녀를 둔 이후에 더 많은 자녀를 낳을 것인가에는 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 반면, 거주하는 지역은 자녀의 존재에는 영향을 주지 않지만 시골에 거주할수록 더 많은 수의 자녀를 두는 경향이 있음을 확인할 수 있다.

그러므로 허들 모형의 결과를 확대해석하기는 어렵지만 자녀를 낳을 수 있는지 여부는 별도로 하더라도 (0이 많지 않으며, 불임이라고 해석할 수 있는 가구의 비중이 크지도 않음) 자녀를 낳을 것인가 말 것인가를 결정하는 요인과 자녀를 낳을 경우 몇 명을 둘 것인가를 결정하는 요인 사이에 다소 차이가 있음을 확인할 수 있다.³³⁾

바. 기혼여성 경제활동참여의 내생성 문제

기혼여성이 경제활동에 참여하여 직업을 가질 것인가와 몇 명의 자녀를 출산할 것인가에 대한 결정은 동시에 이루어지는 결정이라고 볼 수 있다. 위에서 다룬 모형들은 출산자녀 수와 여성의 경제활동참여 여부에 대한 의사결정의 내생성을 고려하지 않고, 여성의 경제활동참여에 대한 의사결정이 출산자녀 수에 영향을 미치는

33) 위와 같은 결과는 예상 출산자녀 수 대신 출산자녀 수를 설명변수로 하여 분석할 때도 거의 유사하다. 다만 예상 출산자녀 수를 이용할 경우 자녀가 없는 가구수가 줄어들고 그 중 불임으로 추측되는 가구가 많아 허들모형을 이용하는 것에 더 적합한 것으로 보여 예상 출산자녀 수 모형의 결과를 게재하였다.

것으로 모형을 설정하였다. 즉, 인과관계(causality)를 볼 때 기혼 여성이 직장을 다니기로 결정하면 이것이 출산자녀수에 영향을 미쳐 그 결과로 자녀수가 결정된다고 가정한 것이다. 그러나 두 변수 사이에 내생성이 존재한다면 위의 모형으로부터의 추정결과는 단지 많은 자녀를 출산하는 것과 직장생활을 지속하는 것을 양립하기는 어렵다는 해석수준 이상을 넘기 어렵다.

따라서 기혼여성의 경제활동을 출산자녀 수 결정에 있어 내생적인 설명변수로 보고 기혼여성의 경제활동을 다른 독립적인 설명변수로 추정하여 내생성을 고려한 내생적 변환 포아송 (Endogenous Switch Poisson) 회귀분석을 시도하였다³⁴⁾.

내생적 변환 포아송 모형은 포아송 분포를 따르는 피설명변수에 대한 회귀식에서 내생적인 더미 설명변수가 존재할 때 연립방정식의 편의를 교정하기 위해 사용되는 방법이다. x_i 변수들과 더미 변수 d_i , 교란항 ϵ_i 를 조건부로 하는 count 자료 y_i 의 분포가 포아송 분포를 가진 경우를 고려해본다.

$$f(y_i | \epsilon_i) = \frac{\exp[-\exp(x_i'\beta + \epsilon_i)][\exp(x_i'\beta + \epsilon_i)]^{y_i}}{y_i!}$$

주어진 변수인 z_i 하에 더미변수 d_i 는 다음과 같다.

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{if } z_i'\alpha + \nu_i > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

여기서 ϵ_i 와 ν_i 는 평균이 0이고 공분산 매트릭스가 $\begin{pmatrix} \sigma & \sigma\rho \\ \sigma\rho & 1 \end{pmatrix}$ 과

34) 단 내생성을 고려한 Gamma 분포모형을 추정한 것이 아니므로 해석시 Poisson 분포가정의 경우 도출한 결과와 비교해야 하는 문제점이 있다. Endogenous Switch Model에 대한 자세한 내용은 Miranda(2003) 참조.

같은 결합정규분포를 따른다고 가정한다. 교란항 ϵ_i 에 조건부로 더미변수와 피설명변수는 독립이 되므로 결합밀도함수는 다음과 같다.

$$f(y_i, d_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \{df(y_i | d_i = 1, \epsilon_i) Pr(d_i = 1 | \epsilon_i) + (1 - d_i)f(y_i | d_i = 0, \epsilon_i) Pr(d_i = 0 | \epsilon_i)\} f(\epsilon_i) d\epsilon_i$$

w_i 를 모든 외생변수라 칭하고 $\eta_i = \frac{\epsilon_i}{\sigma\sqrt{2}}$ 의 변수치환법을 이용하면 피설명변수와 더미변수의 결합분포는 다음과 같다.

$$f(y_i, d_i | w_i) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \{f(y_i | d_i, w_i, \sigma\eta_i \sqrt{2}) \{d_i \Phi^*(\sigma\eta_i \sqrt{2}) + (1 - d_i) \Phi^*(-\sigma\eta_i \sqrt{2})\}\} \exp(-\eta_i^2) d\eta_i$$

위와 같은 결합분포함수의 로그우도함수를 최우추정법을 통해 구하면 추정치를 구할 수 있다. 분석결과 만40세 이상의 기혼여성을 대상으로 할 경우 포아송 모형의 교란항과 내생적 변환 포아송 모형 교란항의 공분산 중 ρ 값이 유의하여 두 모형의 교란항이 독립적이지 않음을 확인할 수 있어 기혼여성의 경제활동참여가 내생성이 있는 설명변수임을 확인하였다. 40세 이상을 대상으로 출산 자녀 수에 대한 내생적 변환 포아송 회귀분석의 결과는 <표 IV-9>와 같다.

ρ 값의 결과에 근거할 때 기혼여성의 취업변수는 출산자녀 수 결정에 있어 내생적인 변수라고 볼 수 있으나 추정결과는 기혼여성 취업변수의 내생성을 고려하지 않은 경우와 큰 차이는 없다.

<표 IV-19> 출산자녀 수에 관한 내생적 Switch 모형 (40세 이상)

변수	Poisson 모형		Switch 모형	
종속변수	출산자녀 수		부인의 취업	
주택 소유 여부(소유=1)	0.027	(0.91)	-	
가구 총소득(원)	1.81e-08*	(2.22)	-	
남편의 근로소득	-		-3.80e-08**	(-3.27)
부인 가구주 여부(가구주=1)	-		0.540**	(4.36)
부인의 취업 여부(취업=1)	0.0082	(0.23)	-	
부인의 교육수준(학력연수)	-0.017**	(-3.18)	-0.051**	(-5.58)
부인의 현재 연령	0.00062	(0.14)	-0.164	(-1.86)
인공유산 횟수	0.0089	(0.86)	-	
부인의 혼인연령	-0.024**	(-6.77)	-	
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	-0.083	(-0.18)	5.108	
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.165	(1.12)	0.308	(1.04)
남아선호 여부(선호=1)	0.075**	(2.80)	-	
남편의 장남여부(장남=1)	0.049	(1.68)	-	
부인의 형제자매 수	0.00067	(0.09)	-	
남편의 형제자매 수	-0.00071	(-0.10)	-	
대도시 거주 여부	-0.083*	(-2.50)	-0.589**	(-8.47)
중소도시 거주 여부	-0.072*	(-2.03)	-0.468**	(-5.85)
상수항	1.395**	(5.92)	2.117**	(4.97)
σ	0.0020	(0.13)		
ρ	0.931**	(38.23)		

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

기혼여성의 취업 여부를 결정하는 요인으로는 남편의 근로소득이 강한 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있고, 교육수준이 높을수록 취업을 하지 않는다는 것을 확인할 수 있다. 이는 특히 40세 이상의 기혼여성 그룹에서 나타나는 현상으로 학력이 낮은 그룹에서 파트타임 직종 등에 취업하고 있음을 확인할 수 있다.

한편 만39세 이하의 기혼여성의 예상 출산자녀 수를 내생적 변환 포아송 분포를 가정하여 회귀분석한 결과는 <표 IV-20>과 같다.

<표 IV-20> 출산자녀 수에 관한 내생적 Switch 모형(18~39세)

변수	Poisson 모형		Switch 모형	
종속변수	예상 출산자녀 수		부인의 취업	
주택 소유 여부(소유=1)	0.017	(0.72)	-	
가구 총소득(원)	8.92e-09	(1.04)	-	
남편의 근로소득	-		-2.85e-08*	(-2.52)
부인 가구주 여부(가구주=1)	-		1.234**	(5.77)
부인의 취업 여부(취업=1)	0.0555*	(-2.00)	-	
부인의 교육수준(학력연수)	0.0013	(0.21)	0.0090	(0.87)
부인의 현재 연령	0.0074*	(2.29)	0.0402**	(7.90)
인공유산 횟수	0.0028	(0.20)	-	
부인의 혼인연령	-0.022**	(-5.28)	-	
부인친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.052	(0.63)	0.641**	(5.71)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.039	(0.65)	0.656**	(4.36)
남아선호 여부(선호=1)	0.089**	(3.81)	-	
남편의 장남 여부(장남=1)	0.014	(0.51)	-	
부인의 형제자매 수	0.0104	(1.39)	-	
남편의 형제자매 수	0.0028	(0.35)	-	
대도시 거주 여부	-0.077*	(-2.57)	-0.374**	(-6.93)
중소도시 거주 여부	-0.058	(-1.91)	-0.224**	(-4.02)
상수항	0.888**	(6.42)	-1.322**	(-6.01)
σ	0.00069	(0.07)		
ρ	0.482	(0.10)		

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

만40세 이상의 경우와 달리 내생성은 크지 않은 것으로 보인다. 여성의 학력수준이 취업에 거의 영향을 미치지 않는다는 결과와 친정어머니나 시어머니의 도움이 있는 경우 취업한 경우가 많다는 점 외에 만40세 이상과 비교하여 추정결과가 큰 차이를 보이지 않는다. 다만 내생성이 거의 없다는 점으로 볼 때 18~39세 여성을 대상으로 할 경우 어머니의 취업 여부를 외생적인 설명변수로 사용해도 예상 출산자녀 수를 과소추정하지는 않는다.

사. 실증분석 결과의 요약

위의 다양한 방식에 의해 추정된 출산자녀 수 결정모형의 내용을 요약하면 다음과 같다.

<표 IV-21> 출산자녀 수에 관한 모형결과 비교

설명변수	만40세 이상기혼여성 출산자녀수	18~39세 기혼여성 예상출산자녀수	자녀출산 여부
가구경제변수			
가구소득	양(+)	비유의적	양(+)
주택자산소유여부	비유의적	비유의적	비유의적
기혼여성 일반특징:			
연령	음(-) 혹은 비유의적	양(+)	양(+)
결혼연령	음(-)	음(-)	음(-)
친정어머니 타아 도움	비유의적	비유의적	양(+)
기혼여성 경제변수			
취업유무	비유의적	음(-)	음(-)
학력수준	음(-)	음(-) 혹은 비유의적	양(+)
가치관 변수			
아들선호사상	양(+)	양(+)	양(+)
남편장남 여부	양(+)	비유의적	비유의적
거주지역	시골지역 양(+)	시골지역 양(+)	비유의적
부인이나 남편의 형제자매 수	비유의적	일부 유의적	비유의적

① 40세 혹은 45세 이상의 기혼여성만을 대상으로 완결출산율을 분석한 결과 가구의 소득은 출산자녀 수에 양(+)의 영향을 미치며 기혼여성의 학력수준은 음(-)의 영향을 미친다. 그러나 기혼여성이 경제활동을 하는지 여부는 출산자녀 수와 큰 관계가 없는 것으로 나타나고 있다. 기혼여성의 경제활동과 예상 출산자녀 수

의 관계는 40세 미만의 여성을 대상으로 할 경우에는 상당한 음(-)의 상관관계를 가진 것으로 나타나고 있어 대조적이다.

40대 이상의 기혼여성의 경우에는 학력이 높을수록 오히려 경제활동참여율은 낮고 출산자녀 수는 적으므로 경제활동참여와 출산자녀 수 사이에 뚜렷한 관계를 발견하지 못했다. 그러나 30대 이하의 여성들의 경우에는 학력과 관계없이 경제활동참여가 이루어지고 있으며 경제활동참여를 하는 경우에는 출산하는 자녀 수가 적은 것으로 나타났다. 이러한 경향은 가임기간이 완료되는 40세 이후에 완결된 출산자녀 수를 추정할 때에도 유사한 경향을 나타낼 것으로 보인다.

② 18~39세의 기혼여성을 대상으로 할 경우, 가구의 소득이 예상 출산자녀 수에 미치는 영향이 유의적이지 않은 것으로 나타나 이 또한 40세 이상의 기혼여성을 대상으로 한 분석결과와 대조적이다. 위와 같은 결과는 남편의 소득에 의존하여 경제활동참여 여부를 결정하던 40대 이상의 세대들보다는 남편 소득이 높다고 해도 경제활동에 참여하는 여성이 많아지면서 나타난 현상이다. 단, 가구의 소득은 조사시점에 보고한 소득이므로 이를 항상소득으로 해석하기는 어렵고 아직 출산이 완결되지 않은 시점에서 나타나는 현상이므로 위와 같은 출산행태가 출산완결시점에도 동일하게 나타날지 여부는 사전적으로 알 수 없다.

남편의 학력수준이 항상소득에 대한 대리변수라고 간주하고 가구소득 대신 이용하여 예상 출산자녀 수에 대해 회귀분석을 시도한 결과 역시 예상 출산자녀 수에는 큰 영향이 없이 자녀 수에 대한 소득효과가 없어지는 것으로 보인다.

③ 허들모형을 이용할 경우 자녀를 출산할지 여부를 결정하는

데 있어 기혼여성의 취업은 강한 음(-)의 관계를 보이고 있으나 기혼여성의 학력수준이 높을수록 자녀를 출산하는 경우가 많은 것으로 나타나고 있다. 이는 출산 여부와 출산자녀 수를 결정할 때 영향을 주는 요인이 다소 다르다는 점을 시사한다. 자녀를 낳은 경우에 자녀수에 대해서는 기혼여성의 학력이 높을수록 음(-)의 영향을 나타내는 점을 고려할 때 기혼여성의 학력은 자녀출산 여부에는 영향을 주지 않거나 오히려 긍정적으로 작용할 수 있으나 자녀 수 결정에는 부정적으로 작용하여 출산율을 감소시키게 된다.

여성의 학력이 시장임금에 대한 대리변수라고 본다면 여성의 시장임금 증가가 적어도 두 번째 자녀 이상의 출산에는 부정적으로 작용하여 완결출산율을 감소시킬 수 있다는 결론을 도출할 수 있다. 출산간격에 대한 연구에 있어서도 기혼여성의 시장임금수준은 두 번째 자녀의 출산을 지연시키는 것으로 나타났다.

④ 기혼여성의 취업이 출산자녀 수에 내생적인 더미변수라고 보고 이를 통제한 결과, 40세 이상의 경우에는 내생성이 있고 18~39세 여성에게는 내생성이 크지 않은 것으로 나타났다. 전체 표본을 고려할 경우 취업 여부를 외생적인 더미변수로 보고 추정한 출산자녀 수는 1.8919명으로 내생성을 고려한 경우의 출산자녀 수 추정치인 1.8922명보다 미세하나마 작아 내생성을 고려하지 않은 경우에는 출산자녀수를 과소추정하는 경향이 있음을 확인하였다. 이는 출산율이 기혼여성 노동공급에 내생적인 변수임을 간과한 채 출산율의 효과를 측정하면 출산율이 기혼여성 노동공급에 미치는 효과가 과대추정된다는 사실과 일맥상통한 것이다.

내생성이 있는 것으로 나타난 40세 이상 기혼여성의 경우에는 출산율이 노동공급에 미치는 영향이 과대추정될 가능성이 있으나 30대 이하의 경우에는 그 가능성이 적다고 볼 수 있다. 또한 30대

이하 기혼여성의 경우, 경제활동참여가 예상 출산자녀 수에 미치는 영향이 내생성을 고려하지 않아도 제대로 추정될 수 있음을 의미한다. 즉, 경제활동참여를 외생변수로 고려하고 추정한 모형에서 경제활동참여가 예상 출산자녀 수를 감소시키는 효과가 과도하게 추정된 것은 아니라는 의미이다.

⑤ 40대 이상의 세대에서는 가구소득이 높을수록 출산자녀 수가 많아지는 자녀 수에 대한 소득효과가 크게 나타나고 여성의 노동 공급 참여로 인한 출산자녀수 감소효과는 작지만 30대 이하의 젊은 세대에서는 가구소득이 직접적으로 출산자녀 수에 주는 영향은 작아져서 소득효과는 감소한다고 볼 수 있다. 30대 이하의 세대에서는 기혼여성 경제활동참여가 출산자녀 수를 줄이는 역할을 하게 되므로 여성의 경제활동참여율이 높아질수록 출산율은 하락할 가능성이 크다. 이는 여성의 경제활동참여 욕구가 높아질수록 출산율이 더욱 감소할 수 있다는 가능성을 시사한다. 따라서 일하는 기혼여성의 출산부담을 경감할 수 있는 정부의 정책적 수단이 더욱 중요해질 수 있다.

아. Becker 이론의 검증

출산자녀 수 결정요인에 대한 실증분석의 결과로부터 Becker의 Quantity-Quality 모형의 유효성 여부를 검정해 보면 우선 가구소득이 증가할수록 출산자녀 수가 증가하는 것으로 나타난 것은 Becker 모형과 반드시 일치한다거나 반대라고 단언하기 어렵다. [그림 III-1]에 따르면 계층 간 이동성이 낮은 경우, 가구의 소득이 증가하면 일정한 소득구간에서 자녀 수가 증가한다. 따라서 소득수준이나 계층 간 이동성 등에 따라 소득의 증가가 자녀 수의 증가로 나타날 수도 있고, 감소로 나타날 수도 있다. 실증분석에서

는 만40세 이상의 기혼여성들에 있어서는 소득이 클수록 자녀 수가 많아 소득증가가 자녀 수의 증가로 나타났다고 해석할 수 있고, 만39세 이하 기혼여성의 경우에는 소득증가가 자녀의 질적 수준에 대한 관심과 투자로 이어졌다고 해석할 수 있다.

실증분석의 결과 여성의 경제활동참여는 출산율에 음(-)의 강한 영향을 주는 것으로 나타났는데 이는 Becker의 가설과 일치하는 것이다. 특히 이런 경향은 30대 이하의 젊은 기혼여성에게서 나타나는 것으로 확인되었다. 일반적으로 자녀출산은 여성의 경제활동참여를 기회비용으로 하여 발생할 수 있기 때문에 기혼여성의 경제활동참여율이 높을수록 출산자녀 수는 감소하게 된다.

Becker 가설에 따르면 여성의 임금수준의 상승은 기타 재화의 잠재가격을 감소시켜 다른 재화에 대한 지출을 증가시키고, 자녀 수와 자녀의 질적 수준에 대한 투자를 감소시킬 수 있는데 자녀 수와 자녀의 질적 수준 중 자녀 수에 대한 감소가 더 크다고 할 수 있다. 여성의 임금은 출산의 기회비용이므로 임금이 높을수록 출산자녀 수는 감소하게 된다. 본질에 수록하지는 않았지만 기혼 여성 학력 대신 임금을 이용한 실증분석의 결과 기혼여성의 임금수준은 자녀 수에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나 Becker의 가설이 타당함을 확인할 수 있다. 단, 실증분석에서 이용한 임금은 서베이 자료 조사시점의 보고소득이므로 이를 이용한 결과에 대한 해석은 신중할 수밖에 없다.

여성의 학력수준은 자녀의 질적 수준의 잠재가격을 감소시켜 자녀의 질적 수준을 증가시킨다. 이는 결국 자녀 수에 대한 잠재가격을 상승시켜 자녀 수를 감소시키게 된다는 것이 Becker의 가설이다. 실증분석의 결과, 감마 count 분포를 이용하여 기혼여성 전 세대를 대상으로 할 경우 여성의 학력수준이 자녀 수에 음(-)의 관계가 있음을 확인하였다. 다만 아직 출산이 완결되지 않은 세대

인 18~39세 여성을 대상으로 한 분석에서는 회귀분석 모형에 따라 여성의 학력수준이 자녀 수에 미치는 영향의 유의성이 떨어지는 경우도 발생하였다.

3. 합계출산율과 완결출산율

앞의 제1절과 제2절의 실증분석은 각각 합계출산율(자녀 수와 자녀 터울)과 완결출산율(자녀 수)을 결정하는 요인들을 살펴 본 것으로 본절에서는 앞의 추정치를 이용하여 합계출산율과 완결출산율의 미래 전망치를 계산해본다.

실증분석을 통해 도출한 계수값을 이용하여 향후 출산율의 변화를 전망해보는 것은 우리나라 출산율의 향후 예측치가 어느 정도 인지를 확인할 수 있다는 점에서 매우 의미가 크다.

가. 완결출산율의 변화

완결출산율은 한 개인여성이 자신의 가임기간에 통틀어 출산하는 자녀 수를 계산하는 방법이다. 일반적으로 출산율이라고 할 경우에는 합계출산율을 의미하는데 합계출산율이란 특정연도에 15~49세의 가임기 여성의 각 연령별 출산율을 합산한 것이다. 그러나 이는 한 여성의 평생 동안에 걸친 출산자녀 수로 보기는 어렵다. 각 연령별 여성들은 서로 다른 집단이기 때문에 특정 연령 여성의 평생에 걸친 출산행태는 한 시점의 각 연령별 여성의 출산율과는 다르기 때문이다.

예를 들어 현재 20대인 여성의 30대에 이르렀을 때의 출산자녀 수는 현재 30대 여성의 출산자녀 수와 동일할 수 없으며 개인별, 세대별 차이에 따라 10년 후의 출산자녀수는 변화하게 된다. 따라서 보다 정확한 출산율 추계를 위해서는 출생연도 집단별로 가임

기간에 걸친 총출생아 수를 측정하는 완결출산율이 유효할 것이다.

그런데 완결출산율 통계는 가임기간이 끝나 출산행위가 종료되어야 측정되며 아직도 가임기에 있는 여성들의 출산율 통계는 불완전한 통계치가 된다. OECD 국가들의 완결출산율은 약간씩 감소하고는 있으나 큰 변화를 보이지는 않는다.

<표 IV-22> OECD 국가들의 완결출산율 추이

(단위: 명)

여성출생 년도	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965
프랑스	2.63	2.57	2.41	2.22	2.11	2.13	2.10	1.99
독일	2.18	2.16	1.97	1.80	1.72	1.67	1.65	1.51
이탈리아	2.28	2.28	2.14	2.07	1.88	1.80	1.67	-
일본	2.33	2.21	2.22	2.18	2.13	-	-	-
스페인	-	-	-	2.44	2.14	1.90	1.76	-
스웨덴	2.12	2.14	2.05	1.98	2.00	2.03	2.04	1.96
영국	-	-	-	-	-	2.01	1.97	1.87
미국	-	-	-	-	2.01	1.99	2.02	-

자료: OECD(2001), Society at a Glance, Social Indicators. Table GE4.3, 2002, Paris. 최경수(2005)에서 재인용

한편 우리나라의 완결출산율의 추이는 <표 IV-23>과 같다. 통계청의 추계치를 따를 경우 1965년생의 경우 완결출산율은 1.97명으로 OECD 국가들의 동일연도 출생집단과 유사하지만 1970년대 이후 출생한 여성들의 완결출산율은 매우 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 합계출산율은 완결출산율이 일정한 수준을 유지한다 해도 감소할 수 있다. 가임여성이 자신의 출산예정시기를 늦추게 되

면 현 시점의 연령별 여성의 출산율 합계인 합계출산율은 감소하지만 그 여성이 후에 자녀를 낳는다면 가임기가 끝나는 시점에서 측정하는 완결출산율은 감소하지 않는다. 그러므로 여성이 자신의 가임기간에 걸쳐 일정한 수의 자녀를 출생한다면 합계출산율은 출산율의 감소를 과장한다고 볼 수 있으며 합계출산율의 감소보다 더욱 심각한 것은 완결출산율의 감소라고 볼 수 있다.

<표 IV-23> 우리나라의 완결출산율 추이

(단위: 명)

출생년도	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985
완결출산율	5.14	4.31	3.21	2.50	2.27	2.08	1.97	1.71	1.49	1.39	1.32

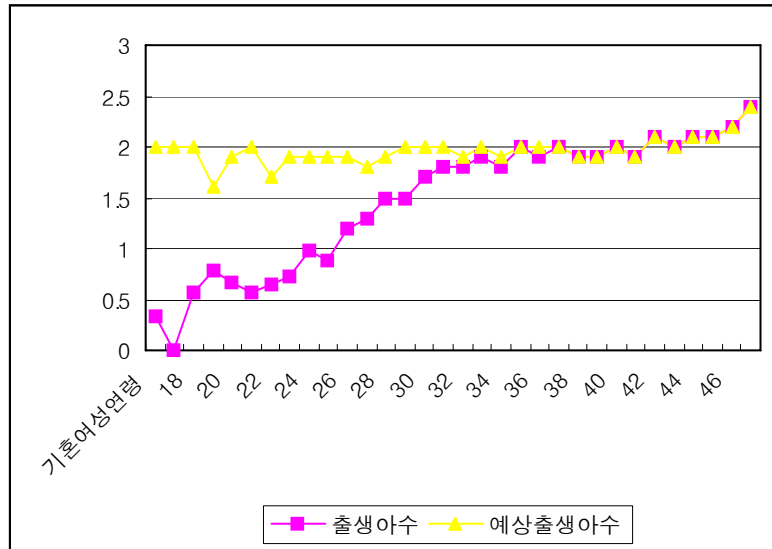
주: 1955년생까지는 실측치, 이후는 통계청의 추계임.

자료: 1950년까지는 권태환(1997), p. 34 <표 I-4>, 1955년 이후는 통계청, 「장래인구추계」, 2003.

본 연구에서 이용한 출산력 자료를 이용하여 연령별로 여성의 평균 출생아 수와 예상 출생아 수를 살펴보면 [그림 IV-5]와 같다. 서베이 자료상 40세 이상 49세 이하 기혼여성의 평균 출생아 수는 2.16명으로 나타났다. 그런데 40세 미만의 여성의 평균 출생아 수는 1.68명으로 나타나고 있다. 한편 예상 출생아 수는 만40세 이상 49세 이하의 경우에는 2.18명, 40세 미만의 경우는 2.0명으로 나타나고 있다.

서베이 자료상 기혼여성의 평균 출생아 수가 통계청의 완결출산율에 비해 다소 높게 나타나는 것은 표본의 문제일 수도 있으나 주요한 이유는 서베이 자료가 이미 결혼을 한 기혼여성만을 대상으로 조사했기 때문이다. 따라서 전체 가임여성을 대상으로 하는 통계청의 통계와는 차이가 있을 수 있다.

[그림 IV-5] 기혼여성 연령별 출생아 수 및 예상 출생아 수
(2003 출산력자료)



40세 미만의 기혼여성의 예상 출생아 수와 출생아 수 사이에 차이가 있는 것은 추가자녀를 출생할 가능성이 있기 때문이다. 만약 기혼여성이 보고한 예상출생아 수에 따라 출산이 이루어질 경우에는 출생아 수 평균은 2.0명이므로 40세 이상 기혼여성의 출생아 수 평균인 2.16명과 큰 차이가 나지 않는다. 40세 미만 기혼여성의 출생연도에 따른 예상 출생아 수를 살펴보면 1965년도에 출생한 여성의 평균은 2명, 1970년도에 출생한 여성의 평균은 2명, 1975년도에 출생한 여성의 평균은 1.9명, 1980년도에 출생한 여성의 평균은 2명으로 나타나고 있어 2명의 자녀라는 규범은 유지하는 것으로 보인다.

만약 기혼여성이 자신이 보고한 대로 자녀를 출산하게 되면 완결출산율은 다소 떨어지기는 하지만 40대 이상 여성의 2.16명에

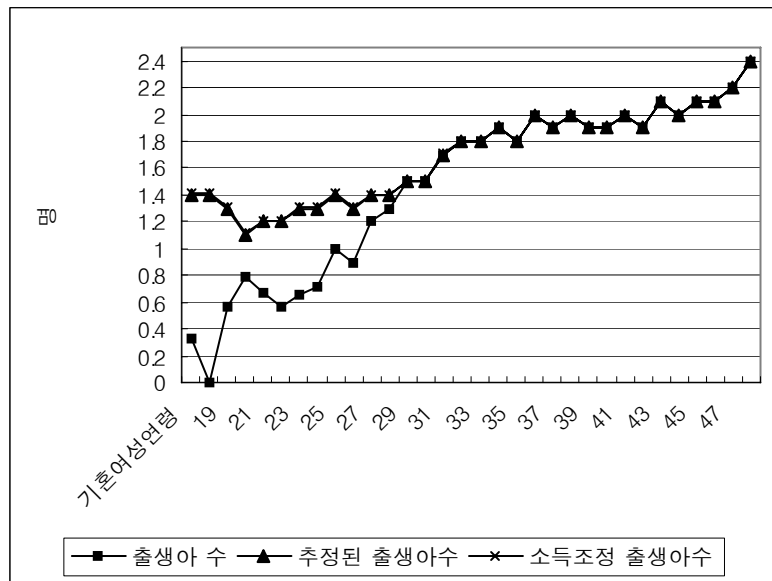
비해 크게 떨어지지 않는다는 것이다. 그러나 예상 출생아 수는 완결출산율의 극대치로 해석할 수 있고, 실제 예상과 실적치 간에는 차이가 있을 수 있으므로 서베이 자료의 응답에 기초하여 완결출산율이 크게 감소하지 않을 것이라고 단언할 수 없다.

가임기가 끝나지 않은 기혼여성의 완결출산율을 추정해보기 위해 만40세 이상의 여성이 여러 가지 경제적·사회적 변수에 영향을 받아 나타나는 출산행태가 40대 미만의 출산을 완료하지 않은 여성에게도 동일하게 나타난다고 가정하고 소득의 변화를 감안하여 40대 미만의 기혼여성의 출산율의 변화를 살펴보고자 한다. 기혼여성의 경제적·사회적 특성을 나타내는 변수 중 다른 변수들은 크게 변화하지 않는다고 가정하고 가구소득과 기혼여성의 연령변화만을 고려하여 새롭게 출산자녀 수를 추정한다. 이와 같은 가정은 다소 강한 가정이기도 하나 기혼여성의 학력수준, 결혼연령, 아들에 대한 선호 정도, 남편이 장남인지 여부, 부인이나 남편의 형제자매 수를 나타내는 변수들은 고정된 변수로 시간이 지나도 바뀌지 않으므로 현재 변수 값을 사용해도 무방하다. 단, 기혼여성이 속한 가구가 주택을 소유했는지 여부, 기혼여성이 경제활동에 참여하는지 여부, 거주지역은 조사한 시점과 향후 가임기간이 끝나는 시점에 변화가 있을 수 있으나 변화가 없는 것으로 가정하고 추정하였다.

가구소득의 변화 비율은 임금구조기본통계조사 1979~2004년의 연령별 임금자료를 이용하여 계산하였다. 2003년 당시의 연령을 기준으로 하여 20~24세, 25~29세, 30~34세, 35~39세의 임금을 기준으로 하여 각각 향후 20년 이후, 15년 이후, 10년 이후, 5년 이후의 증가율을 계산하여 소득을 조정하고 연령을 40세로 조정한 후 40세 이상의 여성에 대한 출산자녀 수 함수의 설명변수 추정치들을 이용하여 출산자녀 수를 재추정하였다. 이는 가구소득을

출산이 완결되는 시점으로 조정하고 기혼여성의 연령을 만40세로 조정한 후의 출산자녀 수를 의미한다.

[그림 IV-6] 기혼여성 연령별 소득조정 출생아 수



이 경우 40세 미만의 소득조정 출산자녀 수 평균은 1.77명으로 서베이 자료상의 출산자녀 수 평균인 1.68명보다는 높지만 예상 출산자녀 수 평균인 2명 보다는 매우 낮다. 물론 이 결과는 소득만을 조정한 것이므로 기혼여성의 경제활동참여율이 증가한다고 가정하면 조정된 출산자녀 평균은 1.77명보다도 낮게 될 것이다. 소득과 기혼여성 연령만을 조정한 경우의 전체 기혼여성 평균 출산자녀 수는 1.94명으로 현재의 출산자녀 수 1.89명보다 다소 높게 나타난다. 30~34세 사이의 여성이나 35~39세 사이의 여성의 소득조정 출생아 수는 현재 출산자녀 수에 비해 약간 높아지지만 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

마지막으로 가임기간을 통제한 모형에서 가구소득변수를 위와 동일한 방식으로 조정한 결과 18~39세 기혼여성의 완결출산율 추정치는 1.81명으로 다른 모형을 이용한 경우보다 낮게 추정되었다.

그러나 이러한 추정방식은 가임기간이 끝나지 않은 여성들의 출산행태가 가임기가 완료된 기혼여성과 동일하다는 가정하에 이루어진 것이라는 한계를 지닌다. 현재 20~30대 여성의 출산행태가 변화하고 있으므로 각 변수들이 주는 영향력이 달라질 가능성이 커져 가구소득과 기혼여성 연령만을 이용하여 조정한 출산율의 크기는 과대 추정될 가능성이 크다.

<표 IV-24> 완결출산율 추정(2003 출산력자료 기준)¹⁾

(단위: 명)

기혼여성 연령	출산 자녀 수	예상출산 자녀 수	소득조정 출산자녀 수	가임기간 통제모형
18세~49세	1.89	2.08	1.94	1.97
20세~24세	0.66	1.88	1.40	0.72
25세~29세	1.10	1.91	1.43	1.39
30세~34세	1.70	2.00	1.70	1.82
35세~39세	1.98	2.04	1.98	2.03
40세~44세	2.07	2.09	2.07	2.09
45세~49세	2.28	2.29	2.28	2.31

주 : 1) 기혼여성만을 대상으로 한 경우임.

또한 가임기간이 끝나도록 결혼을 하지 않은 여성이 일정 비율 존재하므로 전체 가임여성을 포함한 완결출산율은 위의 표의 값들보다 더 낮을 것으로 보인다. 통계청의 인구주택총조사에 의거할 경우, 2000년의 전체 가임기 여성(15~49세)의 미혼율은 34.9%이며 40세 이상 여성의 평균 미혼율은 2.1% 수준이다. 미혼율을 감

안하여 40~49세 여성의 출산자녀 수를 고려해보면 2.11명이다. 만18~39세 사이의 여성이 40세에 이르렀을 때까지 조정될 출산자녀 수는 1.77명 혹은 1.81명으로 추정되었는데 현재 18~39세의 기혼여성이 40세에 이를 때 미혼율을 2000년의 평균인 2.1% 수준으로 가정한다면 평균 출산자녀 수는 1.73명 혹은 1.77명이 되며 전체 가입기간 여성의 출산자녀 수 평균은 1.90명 혹은 1.93명이 된다.

그러나 이는 매우 보수적인 가정에 따른 것이며 여성의 결혼연령이 지체되고 결혼하지 않는 독신여성의 비율도 지속적으로 증가할 것이라고 예측한다면, 예측된 완결출산율도 더 감소하게 될 것이다. 만약 매 코호트별 기혼여성이 만40세가 될 때까지 미혼으로 남아 있을 확률이 1%씩 증가한다면 위의 연령 코호트별 완결출산율은 젊은 연령집단에서 더욱 감소하게 된다.

<표 IV-25> 미혼율 고려시 완결출산율 추정(2003 출산력자료 기준)

(단위: 명)

기혼여성 연령	미혼율 2.1% 고정시	코호트별 미혼율 1% 증가시
18세~49세	1.90	1.88
20세~24세	1.37	1.31
25세~29세	1.40	1.36
30세~34세	1.66	1.63
35세~39세	1.94	1.92
40세~44세	2.03	2.03
45세~49세	2.23	2.23

위의 완결출산율 수치는 <표 IV-22>의 통계청의 연령별 완결출산율 추정치보다 다소 낮지만 코호트별 변화 추이는 잘 반영하고 있는 것으로 보인다. 두 값의 차이는 2003년 출산력 자료의 표

본과 전체 기혼여성의 특성의 차이일 수도 있으며 완결출산율 추정방식의 차이일 수도 있다.

나. 출산지연효과와 합계출산율

합계출산율(Total Fertility Rate: TFR)이란 한 여자가 평생 동안 평균 몇 명의 자녀를 낳는가를 나타내며, 출산력 수준비교를 위해 대표적으로 활용되는 지표로서 연령별 출산율(Age Specific Fertility Rate: ASFR)의 총합으로 정의된다.³⁵⁾ 아래에서와 같이 연령별 출산율이 5세 계급구간에 따라 구해지는 경우에는 연령별 출산율의 합을 5배하면 합계출산율을 구할 수 있다. 합계출산율이 설명한 바와 같이 한 여성이 평생동안 낳는 자녀의 수로 해석되기 위해서는 한 여성의 평생에 걸친 출산행태가 한 시점의 여러 연령 계층의 여성의 출산행태와 같다는 매우 강한 가정이 필요하다. 특히 출산의 지연 등으로 인해 출산속도에 변화가 발생하는 경우 합계출산율의 한계가 뚜렷이 드러나게 된다. 인구학자들 역시 합계출산율과 같은 기간 출산율이 출산율의 지표로 가지는 한계점을 잘 인식하고, 출산의 지연효과를 조정한 합계출산율을 제시하는 등 합계출산율 측정방법의 한계를 보완하여 개선된 지표를 제시하려는 노력이 이루어지고 있다 (Bongaarts and Feeney 1998).

그러나 완결출산율과 같은 코호트 출산율을 계산하는 것이 쉽지 않으며, 합계출산율이 정책담당자, 언론 및 일반인에게 널리 사용되고 있는 개념이라는 점에서 합계출산율의 변화의 추이를 살펴보는 것은 나름대로 의미가 있다고 본다. 또한 앞 장에서 출산지연효과에 대한 모형을 이미 추정하였으므로, 출산지연효과가 합계출산율에 얼마나 영향을 미치는지를 살펴봄으로써 추정된 모형을 활

35) 연령별 출산율은 모(母)의 연령별 출생아 수를 당해 연령별 여자인구로 나눈 것을 1,000배 하여 구할 수 있다.

용해 볼 수도 있다. 마지막으로 본 연구에서 사용한 출산력 조사자료가 의미하는 합계출산율과 통계청에서 전국을 대상으로 집계한 합계출산율을 비교하여 우리나라의 출산행태를 잘 대표하는지 점검해 보는 것도 유용할 것이다.

우리나라의 합계출산율은 1960년대 초에는 6.0명 이상이었던가 1980년대에는 대체수준(replacement level)이라고 불리는 2.1명 이하로 감소하였고, 1990년대를 통해 계속 감소하여 2005년에는 1.08이라는 유례없이 낮은 수준을 기록하였다. <표 IV-3>은 1990년대 후반부터 최근에 이르기까지의 합계출산율과 연령별 출산율을 나타내고 있다. 1995년 이후 2004년까지 연령별 출산율의 추이를 보면, 20~24세는 1995년 1,000명당 62.9명에서 2004년 20.4명으로 크게 감소하였고, 25~29세는 177명에서 105명으로 감소하였다. 반면에 30~34세는 1995년 69.6명에서 2004년 84.2명, 그리고 35~39세는 1995년 15.2명에서 18.6명으로 소폭 상승하였다. 20대의 출산율이 줄고 30대의 출산율이 증가한 것은 출산시점이 점차 늦추어지고 있음을 간접적으로 시사한다. 또한 19세 이하와 40세 이상의 출산율은 낮은 수준에서 큰 변화를 보이고 있지 않으므로, 출산지연의 대부분은 20대의 출산이 30대로 옮겨오는 데서 비롯하는 것임을 알 수 있다.

여기서는 출산력 조사자료 및 survival analysis를 통한 추정모형을 이용하여, 2000년의 합계출산율을 계산해보고자 한다. 출산력 조사자료를 이용하여 합계출산율을 계산하려면, 우선 출산력 조사가 기혼여성을 대상으로 이루어진 조사라는 점을 고려하여야 한다. 출산율의 계산은 출생아 수를 미혼·기혼에 관계없이 전체 가임기간 여성인구로 나누어주어야 하므로, 미혼여성의 비율에 대한 정보가 필요하다. 예를 들어 출산력 자료를 이용한 이 연구의 표본에는 2000년 현재 20~24세 구간에 모두 211명의 부인이 포함

되며, 2000년에는 42명의 첫 자녀를 출산하였다. 이에 해당하는 연령별 출산율을 계산하기 위해서는 우선 인구총조사 자료를 통해서 2000년 20~24세 구간의 미혼율 89.1%를 구하고, 이를 이용해서 표본의 211명의 기혼여성이 대표하는 전체 미·기혼 여성의 수를 구하여야한다. 즉 $211/(1-0.891)=1940$ 명이 분모로 사용하여야 하고, 이 중 42명의 첫 출산이 이루어졌으므로, 해당 여성의 첫 자녀 출산율은 $42/1940 \times 1000=21.6$ 명, 즉 20~24세 여성 1,000명당 21.6명의 첫 출산이 이루어진 것으로 볼 수 있다.

<표 IV-26> 연령별 출산율과 합계출산율 추이

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
15~19세	3.6	3.3	3.1	2.9	2.6	2.5	2.2	2.6	2.5	2.3
20~24세	62.9	58.8	54.5	48	43.5	39	31.6	26.6	23.7	20.4
25~29세	177	168	162	153	148	151	130	111	112	105
30~34세	69.6	71.1	73.2	73.2	72.9	84.2	78.3	75	79.9	84.2
35~39세	15.2	15.5	16	15.8	15.4	17.4	17.2	16.7	17.3	18.6
40~44세	2.3	2.4	2.5	2.5	2.4	2.6	2.5	2.4	2.5	2.5
45~49세	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
일반출산율	55	52.2	50.3	47.3	45.1	46.4	40.5	35.9	35.9	34.6
합계출산율	1.65	1.58	1.54	1.47	1.42	1.47	1.3	1.17	1.19	1.16

주: 단위는 연령별 출산율, 일반출산율: 해당 여자인구 1천명당 명, 합계출산율: 여자 1명당 명

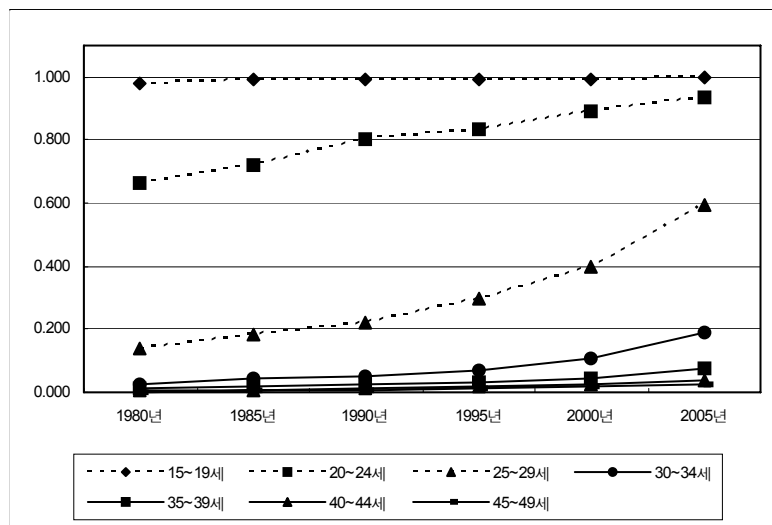
자료: 『2004년 인구동태통계연보』

[그림 IV-7]은 1980년 이후 25년간 연령별 미혼율을 제시하였다. 미혼율은 인구총조사 각 호에 실린 해당 연령구간의 미혼여성 인구를 해당 구간의 여성인구로 나누어 계산하였다. 전 연령대에 걸쳐서 지난 25년간 미혼여성의 비율이 증가하였음을 알 수 있는

데, 20대 및 30대 초반의 연령에서 그 증가가 두드러졌음을 알 수 있다. 특히 25~29세의 경우 2000년 40.1%에서 2005년 59.1%로 최근 5년간 약 20%p의 급격한 증가를 나타냈다.

따라서 최근의 급속한 출산율 감소를 설명하기 위해서는 기혼 여성의 출산 감소와 함께 미혼 여성의 결혼이 지연 또는 감소되는 것이 동시에 고려되어야만 할 것이다. 따라서 출산력 조사자료 및 이를 바탕으로 분석을 실시한 이 연구는 미혼 여성의 결혼 결정을 고려하지 못한다는 한계를 가지고 있다.

[그림 IV-7] 연령별 미혼율 추이



여성의 미혼 비율을 조정한 이후에도 출산력 조사자료를 이용하여 합계출산율을 구하는 데는 몇 가지 문제가 있다. 우선 출산력 자료의 조사대상이 우리나라 전체 기혼여성에 대한 대표적인 표본이라고 가정하더라도, 출산력 자료가 의미하는 합계출산율(예를 들어 2000년도 합계출산율)을 계산하기 위해서는 무엇보다 각 출산이 이루어진 시점에 대한 명확한 정보가 필요하다. 그런데 앞에

서 언급하였듯이 본 연구에서 사용한 자료의 특성상 첫 출산과 마지막 출산의 시점만이 알려져 있으므로, 조사시점까지 세 자녀 이상을 출산한 부인의 경우 마지막 출산을 제외하고 두 번째 및 그 이후의 출산 시점을 확정할 수 없는 문제가 발생한다. 예를 들어 만약 어떤 여성이 1995년에 결혼하였고, 1996년에 첫 자녀를, 그리고 2002년에는 네 번째 자녀를 출산하여서, 2003년 조사시점까지 모두 네 자녀를 출산하였다면, 두 번째 및 세 번째 자녀는 언제 출산하였는지 출산력 조사자료를 통하여 알 수가 없으며, 따라서 2000년 현재 몇 명의 자녀를 가진 상태인지에 대해서도 확정할 수가 없다. 즉, 첫 출산 여부 및 그 시점에 대해서는 출산력 자료를 이용하여 출산율을 구하는 것이 가능하지만, 두 번째 이후의 출산에 대해서는 불가능하다는 것이다. 물론 앞에서 설명한 바와 같이 제한적인 정보를 이용하여 첫 출산과 두 번째 출산간격을 결정하는 모형을 추정하는 것은 가능하였다.

한편 실증모형에서는 여성 임금 및 남성의 월급여 자료가 1979년부터 가능하기 때문에 1960년 이후 출생자에 대한 자료만 추정에 사용하였다. 따라서 1960년 이전 출생자, 즉 2000년 기준으로 40세 이상인 기혼여성들에 대해서는 비록 첫 출산에 대한 자료가 있다고 하더라도, 실증모형이 추정되지 않았다. 따라서 2000년 기준으로 40세 미만 여성의 첫 출산에 대해서는 출산력 자료를 이용하여 출산율을 구할 수도 있고, 또 추정된 모형을 활용하여 실험을 하는 것도 가능하지만, 그 외의 여성에 대해서는 단지 부분적인 정보만을 이용할 수 있었다.

<표 IV-26>에서는 이 연구에서 이용가능한 자료와 모형의 범위를 정리하여 제시하였다. 각 열은 출산순위를, 행은 연령그룹을 나타낸다. 우선 ○표시는 출산력자료를 이용하여 2000년의 해당 출생률을 알 수 있으며, 그에 해당하는 실증모형이 추정되어 있다

는 것을 의미한다. △는 실증모형은 추정하였으나, 출산력 자료를 이용하여 해당 출생률을 확정할 수 없는 경우를 나타내며, ▽는 해당 출생률은 확인할 수 있으나, 실증모형이 추정되지 않은 것을 의미한다. 마지막으로 ×는 실증모형도 추정되지 않고, 출생율도 확인할 수 없는 경우이다. 예를 들어, 2000년에 20~24세에 해당하는 기혼여성의 수는 알 수 있으나, 두 번째 출산시점을 확정하기 어려운 여성이 있으므로, 해당 그룹에 속하는 여성들의 두 번째 출생아 수는 확인할 수가 없다. 여기서는 ○와 ▽에 해당하는 연령별 첫출산 비율은 직접 계산을 하지만 나머지 셀(cell)에 속하는 출산율은 불가피하게 몇 가지 가정을 추가하여 출산율을 구하였다. 각 셀의 괄호안의 숫자는 2000년 『인구동태통계연보』에 나타난 해당 출생아 수의 비율이다. 이 중 ○와 ▽는 전체 출생아 수의 47.2%를 차지하고 있다.

여기서는 연령별로 각 출산순위별 출생아 수의 비율이 『인구동태통계연보』의 자료와 같다고 가정하였다. 이를 통해서 각 연령별 첫 출생아 수를 구하면 곧 연령별 전체 출생아 수를 계산할 수 있다. 다시 말하면 각 연령별로 첫 열의 숫자만을 자료로부터 구하면, 두 번째 및 세 번째 열의 숫자는 괄호 안의 비율에 따라 채워 넣는다는 의미이다.

2000년 합계출산율을 구하는 구체적 방법은 <표 IV-27>에 나타내었다. 네 번째 열(D)는 출산력자료에서 구한 첫 출생아 수이며, 다섯 번째 열(E)는 『인구동태통계연보』에서 구한 모의 연령별 첫 출생아 비율이다. 따라서 첫 출생아 수를 첫 출생아 비율로 나누어서 연령별 전체 출생아 수를 추정하였고, 이를 다시 부인 수/(1-미혼율)로 나누어서 연령별 출산율(ASFR)을 계산하였다. 마지막 줄에는 연령별 출산율의 합에 5를 곱하여 이용해 합계출산율 1.28명을 구하였다.

<표 IV-27> 출산율 계산에 이용가능한 자료 및 모형의 범위

모(母)의 연령	출산순위		
	1	2	3+
15 ~ 19세	○ (0.65%)	△ (0.07%)	× (0.00%)
20 ~ 24세	○ (8.61%)	△ (2.88%)	× (0.23%)
25 ~ 29세	○ (28.35%)	△ (21.09%)	× (2.42%)
30 ~ 34세	○ (7.88%)	△ (15.75%)	× (5.35%)
35 ~ 39세	○ (1.41%)	△ (2.32%)	× (2.13%)
40 ~ 44세	▽ (0.26%)	× (0.25%)	× (0.29%)
45 ~ 49세	▽ (0.02%)	× (0.01%)	× (0.02%)

<표 IV-28> 2003년 출산력 자료를 이용한 2000년 합계출산율

(단위: 명, %)

	2000년 부인 수 (A)	미혼율 (B)	C=A/ (1-B)	2000년 첫 출생아 수 (D)	첫출생 비율 (E)	F=D/E	ASFR (F/C)
15 ~ 19세	8	0.993	1101.680	4	0.896	4.46	4.05
20 ~ 24세	211	0.891	1939.640	42	0.734	57.21	29.50
25 ~ 29세	987	0.401	1646.894	122	0.547	223.17	135.51
30 ~ 34세	1316	0.107	1474.399	28	0.272	102.97	69.84
35 ~ 39세	1406	0.043	1468.705	5	0.240	20.80	14.16
40 ~ 44세	1153	0.026	1183.716	1	0.319	3.13	2.65
45 ~ 49세	302	0.017	307.356	0	0.378	0.00	0.00
TFR							1.28

주: A, D: 2003년 출산력 자료

B: 2000년 인구통계총조사

E, ASFR: 2000년 인구동태통계연보

IV. 출산율 결정요인에 대한 연구 139

<표 IV-28>의 첫 번째 열은 <표 IV-27>에서 구한 연도별 출산율 및 합계출산율이고 두 번째 열은 『인구동태통계연보』에서 제시된 연도별 출산율 및 합계출산율이다. 『인구동태통계연보』는 2000년 합계출산율을 1.47명이라고 제시한 반면, 출산력 자료를 이용한 값은 1.28명으로 상당히 낮은 값을 나타내고 있다. 물론 첫 출생아수를 이용해 전체 출생아 수를 계산하는 데 사용한 가정의 문제로 인한 차이로 생각할 수도 있으나, 출산력 조사자료가 우리나라 여성의 일반적 출산 활동을 과소평가하고 있다고도 볼 수 있을 것이다.

<표 IV-29> 합계출산율의 추정(2000년)

(단위: 명)

	출산력 자료	인구동태통계연보	모형0	모형1
15~19세	4.05	2.50	3.27	3.17
20~24세	29.50	39.00	32.72	30.70
25~29세	135.51	150.60	116.84	111.78
30~34세	69.84	84.20	57.41	54.70
35~39세	14.16	17.40	8.85	8.54
40~44세	2.65	2.60	2.65*	2.65*
45~49세	0.00	0.20	0.00*	0.00*
TFR	1.28	1.47	1.11	1.06

주: 첫 번째 열의 '출산력 자료'에 해당하는 수치를 그대로 사용.

『인구동태통계연보』보다 출산력자료의 합계출산율이 낮은 점은 앞의 완결출산율의 추정치가 통계청의 추정치보다 낮은 것과도 연관있음.

세 번째 열 (모형0)은 출산력 자료 자체가 아니라, 제2장에서 추정된 모형이 예측하는 합계출산율을 계산하였다. 추정된 모형을 이용하여 출산행태의 변화에 대한 실험을 한다는 것은 엄밀하게 말하면 출산의 동태적 과정 전체를 시뮬레이션하는 것을 의미할 것이다. 그러나 자료의 제약으로 출산의 전 과정에 대한 실험을 하는 것은 불가능하므로, 여기서는 간단하게 2000년 이전까지의

출산행태는 주어진 것으로 보고, 설명변수 특히 여성 임금의 변화가 2000년 동안 이루어지는 출산행태에 미치는 효과만을 분석하였다. 계산방법을 간단히 기술하면, 2000년 이전에 결혼한 기혼여성 중 첫 자녀를 가지지 않은 여성이 2000년에 첫 출산하게 될 확률을 개인에 대하여 2000년 초와 2000년 말의 생존함수의 차이로 구하고, 이를 연령별로 합하여 연령별 첫 출산 수를 구한 후에, <표 IV-27>의 과정을 거쳐서 합계출산율을 구하였다. 네 번째 열(모형1)은 제2장의 실험과 마찬가지로 여성의 시간당 임금이 20% 높았다고 가정하고, 모형0과 같은 방법으로 출산율을 구하였다. 모형이 예측하는 합계출산율은 1.11명로서 출산력 자료로부터 구한 값보다 상당히 낮은 수준이다. 또한 연령별 출산율도 자료로부터 직접 구한 것보다 모두 낮은 수준을 나타내었다. 이것은 추정된 모형이 1979년부터 2003년 전체에 걸친 출산행동을 설명하는 모형으로, 모형을 이용하여 특정 연도의 출산을 예측하는 데 있어 실제 자료와의 차이가 상당히 발생할 수 있음을 보여주는 것으로 생각된다. 앞으로 2장에서 추정된 모형의 적합성을 높이기 위한 작업이 필요할 것으로 판단된다. 우선 여기서는 모형0과 모형1로부터 나온 합계출산율을 자체로 해석하는 것보다 여성임금의 증가로 인해 발생한 합계출산율의 변화에 주목하는 것이 유용할 것이다. 여성임금의 20% 상승이 합계출산율에 미치는 효과는 -0.05로 최근 합계출산율의 연간 변화가 0.03~0.17에 이르는 것을 고려하고, 임금의 20% 상승이 상당한 임금 변화라는 점을 고려한다면, 모형이 예측하는 합계출산율의 변화폭이 매우 높지는 않은 것으로 판단된다.

V. 출산율과 여성노동공급에 관한 거시적 실증분석

1. 문제제기

우리나라의 합계출산율(Total Fertility Rate, 이하 TFR)은 2002년 1.17명이라는 충격적인 수치를 기록한 이래 계속해서 하락하여 2005년에는 1.08명을 기록하였다. 이로써 우리나라는 세계에서 가장 낮은 합계출산율을 보이는 나라가 되었다. 이미 1983년에 합계출산율이 대체출산율(replacement level) 수준인 2.1명을 하회하는 2.08명이었음에도 불구하고 정부는 지속적인 출산억제정책을 펴고 있었다. 우리나라는 1996년에 공식적으로 출산억제정책을 폐지하였지만 출산율은 지속적인 하락세를 보이고 있다. 저출산으로 인해 생산인구가 감소되어 인적자본과 성장잠재력이 저하될 것이며, 저출산 현상이 지속될 경우 고령화에 의한 경제력 저하와 사회보장시스템의 불안정이 야기될 가능성이 있다.³⁶⁾ 유럽의 선진국들은 일찌감치 저출산에 따른 인구 감소의 심각성을 깨닫고 적극적인 출산장려정책을 폈으며 일본은 1989년 합계 출산율이 1.57명으로 떨어진 것을 계기로 1994년의 ‘엔젤플랜’, 1999년 ‘新엔젤플랜’, 2004년 ‘어린이·양육지원플랜(新新엔젤플랜)’을 수립하였다. 우리

36) 이에 정부는 2004년 2월 ‘고령화 및 미래사회위원회’(현재 ‘저출산·고령사회 위원회’로 개칭)를 대통령 직속 산하기구로 발족시켜 대책마련에 들어갔다. 하지만 정부의 저출산·고령화 대책도 실상 저출산 극복에 초점을 맞추어 진행하고 있으며 저출산의 극복이 고령화문제에 대한 근본적인 대책일 수도 없다.

나라는 2001년부터 초저출산 사회에 진입하여 시급한 대책 마련이 필요함을 인식하고 2006년 6월 저출산·고령사회기본계획 시안인 ‘새로마지플랜 2010’으로 대책 수립에 들어갔다.

유럽, 한국, 일본의 공통적인 저출산 원인으로는 자녀양육비용 부담과 고용 및 소득의 불안정과 같은 경제적 요인과 결혼과 자녀에 대한 가치관의 변화를 들 수 있다. 프랑스와 스웨덴 같은 상대적 고출산 국가(2003년 TFR 각각 1.89명, 1.71명)의 정책 성공요인은 양성 평등에 기초한 사회를 만드는 데 성공했기 때문으로 보인다. 반면, 독일과 스페인(2003년 TFR 각각 1.42, 1.29)은 가부장적 사회구조로 인해 여성들이 일과 가정의 조화를 이루지 못해 대표적인 저출산 국가가 되었다. 일본은 비정규직의 확대로 젊은층의 만혼화, 미혼화 현상이 뚜렷해짐에 따라 출산율이 저하되고 있으며 가정 내 가사 및 육아분담에 대한 인식이 부족한 것도 출산율 저하의 한 원인으로 지적되고 있다. 우리나라의 경우에도 여성들의 일과 가정의 양립 곤란이 저출산의 사회적 원인으로 지적되었다(장지연(2005)). 특히, 우리나라 출산율의 급격한 감소의 원인은 정부의 강력한 가족계획사업 및 인구정책, 사회경제발전(국민소득 상승, 교육수준 향상, 보건의료 수준 발달 등)에 따른 여성의 노동시장참여 확대와 육아 및 교육비용 상승, 영아사망률 급감, 少자녀 선호로의 가치관 변화 등이 거론되고 있다.

저출산에 대한 원인을 규명하는 연구들은 많지만 개인적인 차원에서의 결혼과 출산의 선택, 사회적인 선호와 가치관의 변화, 그리고 노동시장의 성불평등 등에 초점을 맞추는 미시적 분석이 대다수이다. 하지만 출산에 대한 결정과 여성의 노동시장 참가 결정 등은 ‘집단적인 성격’(collective property)을 띠고 있는 변수이므로 개인적인 차원의 미시적 분석 뿐만아니라 거시적인 차원의 분석이 필요하다(Ryder (1980)). 즉, 미시적 수준에서의 분석은 개인

이 한 사회에서 차지하는 상대적 위치에 관한 의사결정 과정이어서 출산율과 같은 집단적 패턴이 보이는 현상의 원인을 규명하는 거시적 분석에서는 그 효과가 나타나지 않을 수도 있다. 따라서 출산율과 여성의 노동시장참여 양태, 즉 여성노동공급과의 관련성을 규명하기 위해서는 집계변수를 사용한 거시적 수준에서의 분석이 필요하다³⁷⁾.

<표 V-1> 주요국의 합계출산율

(단위: 명)

연도	한국	일본	프랑스	독일	이탈리아	스페인	스웨덴
1990	1.59	1.54	1.78	1.45	1.33	-	-
1995	1.65	1.42	1.71	1.25	1.19	-	-
2000	1.47	1.36	1.88	1.38	1.24	1.23	1.55
2001	1.30	1.33	1.84	1.35	1.23	1.24	1.57
2002	1.17	1.32	1.89	1.31	1.26	1.25	1.66
2003	1.19	1.29	1.89	1.42	1.29	1.29	1.71

자료: UN, "Demographic Yearbook", International Data Base (스페인, 스웨덴).

일본, 국립사회보장·인구문제연구소, 『2005 인구통계자료집』.

한국, 통계청, 『2003 인구동태통계연보(총괄·출생·사망편)』.

37) 우리나라의 경우 미시적 수준에서는 개인의 결혼과 육아결정에 관한 각종 서베이에 기초한 사회학/인구학적인 분석(conjecture)이 현재 출산율 분석에 대한 대부분을 차지하고 있다. 거시적 수준에서는 남재량·이인재(2005)를 제외하고는 노동시장의 수급과 경제구조 변화에 기초한 분석이 전무한 상황이다. 하지만 남재량·이인재(2005)에서도 구체적인 자료를 가지고 출산율과 노동시장 변수들간의 관계를 실증분석한 것이 아니고 우리나라의 합계출산율을 이론적 모형을 통해 캘리브레이션하는 수준에 그치고 있다.

따라서 본 연구는 미시적 경제이론에 기초하여 출산을 결정에 영향을 미치는 거시경제변수들에 분석을 통해 우리나라의 지속적인 저출산 현상의 원인을 실증적으로 분석하는 것을 목표로 한다. 즉, 우리나라의 저출산 현상을 정부의 정책변화와 사회적 요인들과 같은 외생적 변화(exogenous shift)에 의한 부분을 제외하고, 여성의 노동시장참여와 출산 등 경제주체들의 내적인 변화(endogenous shift)에 의해 야기된 부분만을 대상으로 해서 살펴보기로 한다. 이하에서는 출산율 변동을 설명하는 경제학적 가설을 소개하고 우리나라의 출산율 자료 및 노동시장 조건을 반영하는 거시자료를 사용하여 이들 가설들을 검증해보고자 한다.

2. 출산율 결정에 관한 경제학적 가설 및 자료에 대한 설명

가. 출산율 결정이론

출산율 결정에 대한 경제학적인 가설은 크게 다음 세가지로 대별될 수 있다. 우선, 시카고학파의 노동경제학에 바탕으로 둔 신가계경제학(new home economics)이 있다(Becker (1981), Willis (1973), Barro and Becker (1989)). 그리고 세대 간 상대소득에 따른 출산율 결정이론인 상대소득가설(relative income hypothesis)이 두 번째이다(Easterlin (1973), etc.). 마지막으로 세대간 증여에 기초하여 자녀를 투자재로 간주하여 이론을 전개하는 자산소득이론(asset theory of children)이다(Cigno(1992)).

1) 신가계경제학(가설1)

신가계경제학은 여성임금을 자녀양육의 기회비용으로 간주하여 출산의 주요한 결정요인으로 여긴다. 이 이론은 미시경제학에서 개인의 노동-여가의 선택이론에 기초하여 여성임금의 상승은 출산

에 양(+)¹의 소득효과와 음(-)²의 대체효과를 가져오는 것으로 간주하며, 소득효과와 대체효과³의 상대적 크기에 따라 출산율에 대한 효과가 다르다고 주장한다. 이 모형에서는 자녀양육에 대한 전적인 책임은 여성에게 있으며 양육의 비용은 남성의 소득에 의존하지 않아 남성소득의 경우 출산율에 대한 소득효과만 존재하는 것으로 가정한다. 이를 바탕으로 한 대표적인 실증연구로는 Butz and Ward (1979), Ermisch (1979, 1980) 등이 있다. 이 가설은 우리의 실증분석의 주요한 벤치마크 모형이 된다.

2) 상대소득가설(가설2)

출산율 결정을 설명하는 두 번째 가설인 상대소득가설은 개인의 출산력은 자신의 절대소득보다는 자신이 속하는 준거집단 내에서의 상대소득에 의해 좌우된다고 주장한다. 즉, 상대소득과 출산율은 양(+)⁴의 상관관계를 가진다. 이 가설은 대체로 자녀양육비와 소득의 불가분성, 또는 기호(taste)의 차이를 강조하는 모형으로서 대표적인 것으로는 세대간(inter-generational) 상대소득가설과 사회적 상대소득가설로 나눌 수 있다.

먼저, 세대간 상대소득가설은 선대, 즉 부모의 생애소득을 준거기준으로 하여 자신의 생애소득이 일정하다고 할 때 부모의 생애소득이 높을수록 출산력과 여타의 소비지출은 감소한다고 예측한다. 즉, 상대소득은 시계열적 준거를 기준으로 하고 있다(Easterlin (1973)).

다음, 사회적 상대소득가설은 동시대적 사회계층을 준거(횡단면적 준거기준)로 하여 출산력과 소비지출에 대한 기호는 사회계층별로 다르며 각 계층 내에서 볼 때 개인의 소득이 사회준거집단의 평균소득에 비하여 낮을수록 출산력과 여타의 소비지출은 낮다고 예측한다(Leibenstein (1975)).

3) 자산소득이론(가설3)

자산소득이론은 세대간 증여(inter-generational transfer)에 기초하여 자녀를 투자재로 간주하여 이론을 전개한다. 부모들은 은퇴 후의 소득보전을 염두에 두고 출산 및 양육을 통해 자신의 소득을 자녀들에게 이전하는데, 만약 자녀에 대한 투자의 내부수익률이 시장수익률보다 높다면 기꺼이 자녀를 가질 것이며 그 반대의 경우라면 다른 투자메커니즘을 통하여 노후소득 보전을 추구할 것이다. 따라서, 시장이자율의 변동에 따른 사적인 투자(예를 들면, 자녀에 대한 투자)와 시장에 대한 투자(예를 들면, 공적/사적 연금 가입)의 비중 변화는 거시적으로 출산율의 변화를 가져올 것이라고 예측하고 있다³⁸⁾.

Becker의 신가계경제학(가설1)과 Easterlin의 상대소득가설(가설2)은 상호 보완적일 수 있어 Becker의 가설에 따라 (절대적)소득이 증가하면 자녀 수가 증가하고, 과거 부모세대에 비해 젊은 세대의 (상대적)소득이 증가하면 출산이 증가할 수 있다. 이에 본 연구에서도 가설1을 토대로 하여 우리나라의 출산율 자료와 노동통계자료를 바탕으로 출산율 변동에 대한 실증분석을 수행하였으며, 가설2의 세대간 상대소득가설 또한 검증하였다. 하지만, 가설3의 경우 연금제도가 일찍 발전한 서구유럽과 미국의 경우에 적합한 분석틀이며 또한 본 연구의 분석기간인 1975~2004년까지의 우리나라 실정에 적합하지 않기 때문에 실증분석에서 제외하였다.

38) Boldrin et al. (2005)는 고령 연금이 출산율을 줄이는 것과 매우 강한 상관관계가 있음을 밝혔다. 그들은 횡단면 자료를 사용하여 유럽과 미국의 출산율 차이의 55~65%는 고령연금의 차이에서 기인한 것이며 대부분의 국가와는 80% 이상이 고령연금의 차이 때문이라고 밝혔다. 또한 지난 70년간 산업국가에서 나타난 출산율 하락의 절반이상은 자본시장으로의 접근의 용이함 때문이라고 주장하였다.

나. 자료에 대한 설명

앞서 출산율 결정에 관한 이론적 가설들로부터 도출되는 주요한 변수들은 연령대별 출산율(age specific fertility rate), 여성의 단위시간당 임금, 남성의 연간소득, 여성의 경제활동참여율 혹은 고용률, 그리고 상대소득에 대한 대리변수 등이라는 것을 알 수 있었다. 이들 변수들에 대한 실제 자료는 다음과 같다.

먼저, 출산력 및 연령대별 코호트 규모 자료는 통계청의 『인구동태통계연보』(각 연도)를 참고하였으며 연령대별 출산율(Age specific fertility rate, ASFR)은 20~24세, 25~34세, 20~39세의 연령으로 재구성하여 실증분석에 사용하였다. 다만, 34~39세의 연령대는 과거 우리나라의 주요 출산력 그룹이 아니므로 제외하였다³⁹⁾.

다음, 노동관련 통계자료는 주로 노동부의 『임금구조기본통계조사』(각 연도)를 참고로 하였다. 본 연구의 주요한 설명변수들인 시간당 여성임금률을 구하기 위해 『임금구조기본통계조사』의 5인 이상 고용 업체의 연령대별 월평균 임금을 월 근로시간으로 나눠 구하고, 해당 연령대별 구간 근로자 수로 가중평균한 값을 최종적으로 사용하였다. 연간 남성소득 변수는 『임금구조기본통계조사』의 5인 이상 고용 업체의 연령대별 월평균 임금을 12(개월)로 곱하여 연간 소득변수로 사용하고 해당 연령대별 구간 근로자수로 가중평균한 값을 최종적으로 사용하였다. 또한 여성고용률은 『임금구조기본통계조사』상의 연령대별 여성 근로자 수를 사용하고 경제활동참여율은 통계청의 『경제활동인구조사』의 자료를 사용하였다. 본 연구의 실증분석기간은 1975년~2004년이며 연간자료를 사용하였다.

39) 하지만 <표 IV-25>에서 알 수 있듯이 최근에는 모(母)의 출산연령이 높아지는 이른바 노산(老産)의 징후가 높게 나타남을 알 수 있다.

3. 실증분석

가. 벤치마크 - 가설1에 대한 검증

신가계경제학의 출산율 결정에 대한 실증적 검증모형으로 가장 많이 사용되는 것은 Butz and Ward (1979)의 모형이다. 그들의 모형은 출산(양육을 포함)을 개인의 노동-여가의 선택의 연장선으로 보는 시카고학파의 노동경제학에서 출발한다. 여기에는 남성과 여성의 노동을 구분하고 가정에서 아내가 노동시장에 참여하고 있는 경우와 참여하지 않는 경우를 구분하고 각각의 경우에 여성임금의 변화와 남성소득의 변화가 출산율에 서로 다른 효과를 가져 온다는 것을 보였다. 그들은 경기가 호황일 때 즉, 여성고용이 활발하고 여성임금 상승이 두드러질 때 가구는 여성의 시간이 많이 필요로 하는 일, 예들 들면, 양육 등을 축소시키는 것으로 대응하여 출산율이 떨어지는 것으로 예측하였다. 따라서 출산율은 경기와 반대로 움직일 가능성이 높으며(counter-cyclical), 그들의 모형은 제2차 세계대전 이후 미국의 출산율의 급등(baby boom)과 급락(baby burst) 등의 추세적 변화 등을 잘 설명해 준다고 주장하였다. 한편, Greenwood et al. (2005)은 미국의 베이비붐과 급락(Baby boom and baby burst)을 설명하는 시도로 이들의 모형을 연장하여 분석하였다. 통상적인 사회학적인 견해는 베이비 붐 현상을 1930년대 대공황과 연이은 제2차 세계대전의 영향으로 보고 있다⁴⁰⁾. 하지만 그들은 가구 부문의 기술진보 혁신을 통해 자녀양육에 대한 비용이 현저하게 줄어들어 출산율이 한시적으로 급격하게 늘었다고 주장한다⁴¹⁾.

40) 젊은 세대들이 출산을 미룬 이유로는 경제적 고난, 미래에 대한 불투명한 전망, 그리고 무엇보다도 전장에 나간 젊은 남성들의 부재 등을 들 수 있다 (Greenwood et al. (2005)).

41) Greenwood et al.(2005)은 기존의 통상적인 견해를 반박하는 이유로 든

아래에서는 우리의 실증분석이 벤치마크하는 Butz and Ward (1979)의 모형을 보다 자세하게 알아 본다.

이 모형은 아내가 일을 하는 경우와 하지 않는 경우로 나누고 이 각각의 경우에 여성의 임금과 남성소득의 변화가 출산율에 미치는 영향을 분석하는 것을 특징으로 하고 있다.

부부가 특정시기에 자녀를 가질 확률 B 는 남편의 소득(Y_m)과 아내의 시간에 대한 기회비용과 기타 요인들(X)에 달려 있다. 아내가 일을 하고 있는 가구의 경우 아내의 시간에 대한 기회비용은 아내의 임금(W_f)수준이다. 반면, 일을 하지 않는 아내가 있는 가구의 경우 아내의 시간에 대한 기회비용은 W_f^* 인데 이는 남편의 소득의 함수로 볼 수 있다. 이들 각각의 경우 자녀를 가질 연간 확률을 각각 B_1 , B_2 로 하면 다음의 식 (1)로 표현할 수 있다.

$$(1) \quad \begin{cases} B_1 = B_1^0(Y_m, W_f^*(Y_m), X) = B_1(Y_m, X) \\ B_2 = B_2(Y_m, W_f, X) \end{cases}$$

단, B_1 은 아내가 고용되어 있지 않는 경우의 출산율이고 B_2 는 아내가 고용되어 있는 경우의 출산율을 나타낸다.

[그림 V-1]은 여성의 임금상승이 출산율에 미치는 효과는 대략 다음 세 가지 유형으로 정리할 수 있다.

것은 다음과 같다. 먼저, 대공황에 의해서 미국이나 OECD 국가들의 출산율의 추세가 구조적으로 바뀌었다는 것을 증명하기 힘들다. 또한 미국과 OECD 국가들에서 출산율은 제2차 세계대전이 시작되기 전부터 상승했으며 베이비붐의 정점에서 가임여성들의 경우 너무 어려 대공황이나 제2차 세계대전의 영향을 받을 수가 없었다는 사실 등이다. 대신에 그들은 베이비붐의 원인이 여성의 가사노동을 절감시켜 주는 가사 부분의 기술진보에 있음을 보였다. 물론 그 당시에도 노동시장에 참여한 여성들은 그렇지 않은 여성들보다 출산율이 낮았지만, 베이비붐 시기에 가장 큰 출산율 증가는 일하는 여성들에게서 나왔다는 사실을 통해 출산율 증가를 설명한다.

첫째, 현재 유보임금 수준(reservation wage)이 W_r 이하일 경우 임금상승이 이를 넘지 못하는 경우라면 출산율에 아무 영향을 미치지 못하는 경우이다.

둘째, 이미 고용되어 있는 아내들의 임금수준(W_r 이상)에서의 임금상승은 자녀양육비용의 상승이므로 출산율이 하락하여 음(-)의 기울기로 표현된다.

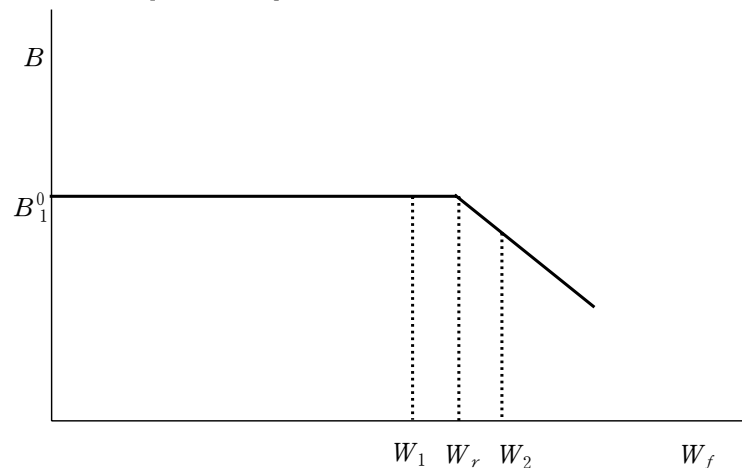
마지막으로 고용상태를 바꾸는 경우(가령, W_1 에서 W_2 로 이동하는 경우)에 해당하는 출산율의 변화는 계속 고용되어 있는 여성의 경우에 해당되어 위의 두 번째 경우의 한 부분을 나타낸다.

따라서, 아내가 고용되어 있는 가구의 비율을 K 라고 하고 임금 변화에 의한 K 의 변화를 ΔK 로 표시하면 여성임금 변화에 의한 출산율 변화는 식 (2)로 표현할 수 있다.

$$(2) \quad dB = K \frac{\partial B_2}{\partial W_f} dW_f + \alpha \Delta K \frac{\partial B_2}{\partial W_f} dW_f$$

단, 여기서 α 는 계속 고용되어 있는 여성의 임금상승에 의한 출산율 하락의 일정부분을 반영한다.

[그림 V-1] 여성임금과 출산율 변화



여기서 우리는 ΔK 는 여성임금상승에 의한 여성고용률의 변화로 해석할 수 있어 이를 $(\frac{\partial K}{\partial W_f})dW_f$ 로 표시하여 식 (3)과 같이 표현할 수 있다.

$$(3) \quad dB = K \frac{\partial B_2}{\partial W_f} dW_f + \alpha \frac{\partial K}{\partial W_f} \frac{\partial B_2}{\partial W_f} (dW_f)^2$$

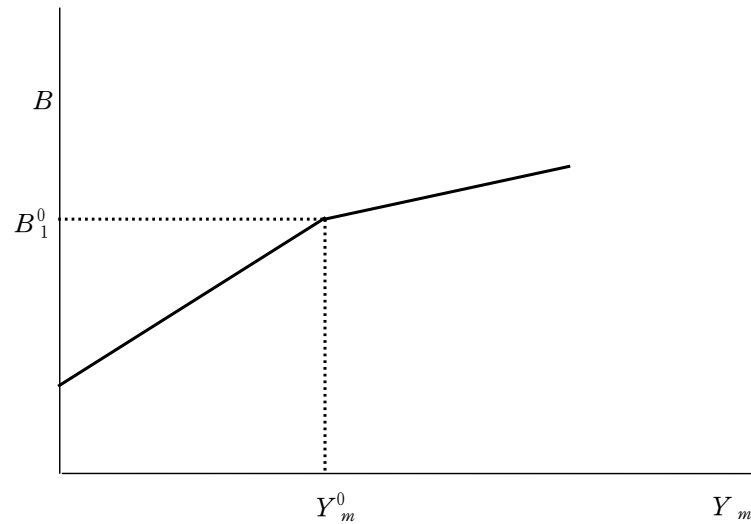
남성소득의 변화에 대해서도 다음과 같은 가상적인 상황으로 출산율 변화를 설명할 수 있다. 우선 [그림 V-2]에서 특정소득(Y_m^0) 이하의 경우(아내가 일을 하고 있는 경우)에 남성소득의 증가는 출산율의 상승으로 연결된다. 반면 Y_m^0 이상의 남성소득자의 경우(아내가 고용되어 있지 않는 경우)에 남성소득의 증가는 출산율을 증가시키지만($(\frac{\partial B_1}{\partial Y_m} dY_m > 0)$) 그 증가율은 감소할 것으로 예상할 수 있다⁴²⁾. 우리는 여기서 전자가 후자의 경우보다 출산율에 대한 효과가 더 크다고 예측할 수 있다⁴³⁾. 이렇게 식 (3)과 같이 남성소득의 변화가 출산율에 대한 효과를 표현한 것이 (4)이다.

$$(4) \quad dB = K \frac{\partial B_2}{\partial Y_m} dY_m + (1-K) \frac{\partial B_1}{\partial Y_m} dY_m \\ + + \left[\alpha \frac{\partial B_2}{\partial Y_m} + (1-\alpha) \frac{\partial B_1}{\partial Y_m} \right] \frac{\partial K}{\partial Y_m} (dY_m)^2$$

42) 앞서 고용되어 있지 않는 여성의 경우 시간에 대한 기회비용은 남편의 소득이었다. 따라서 이 경우 남성소득의 증가는 여성의 (출산과 양육에 대한) 기회비용을 증가시켜 출산율을 감소시키는 요인으로 작용하기도 한다.

43) 이는 이후 실증분석에서 남성소득의 변화에 의한 출산율 효과를 반영하는 변수($K \cdot \ln Y_m$)의 추정계수의 부호가 양(+)임을 의미한다. 자세한 논의는 실증분석 부분을 참조하라.

[그림 V-2] 남성소득과 출산율 변화



여기서 식 (3)과 식 (4)의 $(dW_f)_2$ 와 $(dY_m)_2$ 과 같은 작은 변화를 무시하고 통합한 후 이를 탄력성 형태로 표현하면 식 (5)와 같게 된다⁴⁴⁾.

$$(5) \quad d\ln B = \left(\frac{B_2}{B} \eta_{B_2 Y_m}\right) K \cdot d\ln Y_m + \left(\frac{B_1}{B} \eta_{B_1 Y_m}\right) (1-K) \cdot d\ln Y_m \\ + \left(\frac{B_2}{B} \eta_{B_2 W_f}\right) K \cdot d\ln W_f$$

44) Ahn and Mira(2002)는 Butz and Ward(1979)와는 달리 이들 이차적인 효과들이 출산율에 미치는 효과가 작지 않을 것이라고 주장하였다. 즉 여성임금의 상승이 출산율에 미치는 효과는 소득효과 대체효과로 나눌 수 있는데 그들은 소득효과가 대체효과보다 클 수 있는 조건으로 이 이차적인 효과를 주목하였다. 그들은 이를 증거하는 것으로 1990년 대 중반 이후 OECD 국가들의 여성노동참여율과 출산율의 국가간 횡단면 상관계수의 추이가 음(-)에서 양(+)으로 역전되는 것을 들고 있다. 보다 자세한 논의는 Ahn and Mira(2002)를 참조하라.

즉, 남성소득의 변화가 출산율에 미치는 변화는 아내가 일을 하는 부부의 경우의 남성소득의 출산탄력성과 아내가 일하지 않는 부부의 남성소득의 출산탄력성의 가중평균합으로 구성되어 있다. 여성임금의 변화는 고용되어 있는 경우에만 영향을 미치는 것임을 알 수 있다. 위의 식 (5)가 본문의 구조모형의 벤치마크 실증분석의 회귀분석식이 된다.

우리는 (연령대별) 출산율을 종속변수로 한 회귀방정식으로 위에서 설명된 식 (5)를 사용하는데 이는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(6) \quad \ln B = \beta_0 + \beta_1 K \cdot \ln Y_m + \beta_2 (1-K) \cdot \ln Y_m + \beta_3 K \cdot \ln W_f$$

단, 여기서 B 는 (연령대별)출산율, K 는 여성의 고용률, Y_m 는 남성의 연간소득, W_f 는 여성의 시간당 임금, \ln 은 자연대수 로그 변환을 의미하며, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$ 으로 가정한다.

이 식을 $K \cdot \ln Y_m$ 를 중심으로 다시 배열하면 식 (7)과 같이 쓸 수 있으며 출산율과 여성노동공급 과정의 관계를 규명하는 기본 회귀방정식이 된다.

$$(7) \quad \ln B = \gamma_0 + \gamma_1 K \cdot \ln Y_m + \gamma_2 \ln Y_m + \gamma_3 K \cdot \ln W_f$$

단, $\gamma_1 = \beta_1 - \beta_2$, $\gamma_2 = \beta_2$, $\gamma_3 = \beta_3$ 이며 앞선 가정에 의해 우리는 $\gamma_1 + \gamma_2 > 0$ 으로 예상할 수 있다.

또한, 남성소득과 여성임금의 변화에 따른 출산율 탄력성은 다음과 같이 구할 수 있다.

· 남성소득의 출산율 탄력성

$$\eta_{BY_m} = \gamma_1 K + \gamma_2 = (\beta_1 - \beta_2)K + \beta_2$$

$$\cdot \text{여성임금의 출산율 탄력성 } \eta_{BW_t} = \gamma_3 K = \beta_3 K$$

실증분석에 있어 고려해야 할 중요한 점은 아내가 일하고 있는 가구의 경우, 여성 고용률 변수인 K 는 종속변수인 출산율에 의해서도 영향을 받아 단순한 OLS추정을 할 경우 식별과 추정에 있어 문제가 생긴다⁴⁵⁾. 따라서 우리는 K 에 대하여 남성의 연간소득과, 여성의 시간당 임금과 이 변수들의 과거치들을 도구변수로 하는 2단계 최소자승추정법(2SLS)을 사용하여 이 문제를 교정하였다. K 추정에 사용된 도구변수들의 이론적 정당화는 노동시장의 참여는 현재의 임금수준뿐만 아니라 과거 임금들의 profile에도 영향을 받는다는 미시경제학의 이론에서 유추하였다⁴⁶⁾.

우리나라의 출산력 자료와 임금자료를 기초로 하여 위의 식 (7)에 해당하는 회귀분석과 이를 바탕으로 한 출산율 탄력성을 추정해 보기로 하자.

45) 보다 근본적으로 우리가 고려하고 있는 변수들인 출산율, 여성의 노동시장참여율, 교육, (가구)소득 등은 남성과 여성 모두의 상호의존적인 결정에 의한 것으로 볼 수 있다. 또한 남성소득은 노동시장에서 남성과 여성노동의 대체성을 반영하여 여성임금, 여성의 노동시장참여 여부 등에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 주요한 설명변수들이 모두 내생적인 관계를 가지고 있어 전통적인 회귀분석의 방법론은 식별과 추정에 있어 문제를 야기한다. 또한 출산율과 노동시장 변수 모두 비정상적(non-stationary)인 시계열변수여서 보통의 회귀분석은 가성회귀(spurious regression)의 가능성도 가진다. 이에 대해 McNown and Ridao-Cano (2005)는 출산율과 노동시장변수들에 대해 단위근 검증과 공적분 검증 등의 시계열적 분석을 통해 내생성과 비정상성 모두를 극복할 수 있다고 주장하였다. 본 보고서의 <부록: 출산율과 여성노동공급에 대한 시계열 분석>을 참고하라.

46) 즉, 이는 노동시장 참여에 대한 고정비용의 존재는 이후의 노동시장 참여 확률에도 영향을 미친다는 이론적 관찰에 기인한다. 이상적인 도구변수로는 외생변수의 현재값들과 고용률의 과거변수들이겠지만, 고용률 변수 자체가 계열상관(serially correlated)을 보이고 있어 불충분하지만(고용률 변수의 과거치 대신에) 여성의 시간당 임금과 남성의 연간소득의 과거치를 도구변수로 사용하였다.

먼저, <표 V-2>는 추정결과를 보여주고 있는데 20~24세의 연령대의 연간 남성소득변수를 제외하고는 대부분의 추정계수가 예측했던 부호를 나타냈으며 통계적 유의성도 높게 나왔음을 알 수 있다. 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

- 시간당 여성임금($K \cdot \ln W_f$)의 경우 음(-)의 추정계수는 여성임금이 상승할 경우 양(+)의 소득효과보다 음(+의 대체효과가 커 전체적으로 출산율이 하락하는 것을 보여 이론적 예측과 조응함을 보여준다.
- 연간 남성소득($\ln Y_m$)의 경우 그 자체로는 양의 부호를 보이지만 (25~34세 그룹, 20~39세 그룹) 통계적 유의성이 낮아 만족스럽지 못하다.
- $K \cdot \ln Y_m$ 와 $\ln Y_m$ 의 추정계수의 합은 예측한 대로 ($\gamma_1 + \gamma_2 > 0$) 양(+)의 부호를 보여 준다.
- $K \cdot \ln Y_m$ 의 추정계수($\gamma_1 = \beta_1 - \beta_2$)는 남성소득 변화의 출산율 효과를 반영하는데 양(+)의 유의미한 추정값은 이미 아내가 고용되어 있는 가구의 출산율 제고효과(β_1)가 그렇지 않은 가구의 경우(β_2)보다 더 크다는 이론적 예측과 일치한다.

이상의 결과들은 젊은 연령대의 경우 효과가 더 뚜렷하고 크게 나타남을 알 수 있는데 젊은 계층의 경우 노동시장의 환경변화에 더 민감하게 반응하여 출산조정을 하는 것으로 유추할 수 있다.

<표 V-2> 연령대별 출산율에 관한 도구변수(IV)
회귀분석(1975~2004)

설명변수	20~24세 그룹	25~34세 그룹	20~39세 그룹
상수항	-0.1788 (6.5005)	-7.9776 (5.9987)	-1.2692 (5.1211)
$K \cdot \ln W_f$	-1.7784*** (0.4583)	-1.2797*** (0.4133)	-1.0232*** (0.2925)
$K \cdot \ln Y_m$	1.2633*** (0.2968)	0.5669** (0.2734)	0.4158* (0.2394)
$\ln Y_m$	-0.0956 (0.4483)	0.8571 (0.6085)	0.4337 (0.3157)
\bar{R}^2	0.8768	0.5909	0.8584

주: 1. () 안의 값은 White 이분산성교정 표준오차임.

2. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄

또한 위의 추정결과에 기초하여 각 설명변수의 변화에 대한 출산율탄력성을 구할 수 있다. 여기서 우리는 여성고용률이 시간에 따라 변하므로 기간을 두 개로 나누어 (1975~1988년, 1989~2004년) 탄력성을 구해 보았으며, 계산에 사용된 K의 경우 기간별 평균치를 사용하였다. 결과를 요약하면 다음과 같다.

- 먼저, 시간당 여성임금의 출산탄력성은 절대적 크기가 젊은 연령대가 더 크다. 이는 앞서의 분석결과와 마찬가지로 젊은 연령대의 경우 출산율이 여성임금의 변화에 보다 민감하게 반응하는 것을 의미한다.
- 하지만 연간 남성소득의 출산탄력성은 젊은 연령대보다 나이가 많은 연령대가 더 크게 나왔다. 이는 남성소득의 변화로 야기되는 출산율의 변화는 연령대가 더 높을수록 남성소득의 변화에 민감하게 반응하는 것을 의미한다.

<표 V-3> 연령대별 출산율 탄력성 추정(1975~2004)

설명변수	연령대별 그룹		
	20~24세 그룹	25~34세 그룹	20~39세 그룹
시간당 여성임금			
1975~2004년	-1.6689	-1.2555	-0.9914
1975~1988년	-1.6805	-1.2652	-0.9965
1989~2004년	-1.6587	-1.2470	-0.9869
연간 남성소득			
1975~2004년	1.0898	1.4133	0.8367
1975~1988년	1.0981	1.4176	0.8387
1989~2004년	1.0826	1.4095	0.8348

주: 계산에 사용된 추정치는 <표 V-2> 연령대별 출산율에 관한 도구변수 (IV) 회귀분석(1975-2004)에 근거함.

나. 상대소득가설 검증 - 가설2에 대한 검증

가설2에 대한 검증은 가설1의 검증에 사용된 벤치마크 모형을 기본으로 하고 상대소득을 나타내는 변수를 추가하는 것으로 실행하였다. 우리는 두 가지 형태의 상대소득 변수를 사용하여 각각 검증하였다.

우선, 상대소득1은 상대소득 가설의 검증에 가장 많이 사용되는 변수로 연령대별 코호트 규모의 상대적 크기로 정의하였다. 예를 들면, 20~24세 그룹의 상대소득 변수는 20~24세 그룹의 남성 코호트의 규모를 이들 세대의 아버지 세대로 추정가능한 40~49세 그룹의 남성 코호트의 규모로 나눈 비율을 사용하였다. 이 변수는 연령대별 상대소득의 차이와 음(-)의 상관관계를 가진다는 가설에 입각하여 설정하였으므로, 출산율과 음(-)의 관계를 가지는 것으로 예측할 수 있다. 구체적으로 우리는 다음과 같이 상대소득을

연령대별로 정의하여 측정하였다.

- 20~24세 그룹: 20~24세 남성 코호트의 규모/40~49세 남성 코호트의 규모⁴⁷⁾
- 25~34세 그룹: 25~34세 남성 코호트의 규모/45~54세 남성 코호트의 규모
- 20~39세 그룹: 20~39세 남성 코호트의 규모/40~59세 남성 코호트의 규모

다음 상대소득²는 연령대별 남성의 연간소득의 상대적 크기로 측정하였으며 이는 출산율과 양(+)¹의 상관관계를 가지는 것으로 예측된다.

- 20~24세 그룹: 20~24세 남성의 연간소득/40~49세 남성의 연간소득
- 25~34세 그룹: 25~34세 남성의 연간소득/45~54세 남성의 연간소득
- 20~39세 그룹: 20~39세 남성의 연간소득/40~59세 남성의 연간소득

상대소득가설에 대한 실증분석결과는 <표 V-4>~<표 V-6>에 정리되어 있다. 먼저, 20~24세 연령대별 출산율에 대한 분석의 결과인 <표 V-4>를 보자. (1)은 앞의 벤치마크 회귀분석을 반복한 것이며, (2)와 (3)은 상대소득¹을 사용하여 추정한 것이며 (4)와 (5)는 상대소득²를 사용한 것이다. (2)와 (3)의 경우 상대소득¹에 대한 추정계수가 양(+)¹으로 나와 예측한 것과 정반대의 결

47) 20~24세 남성의 연령대에 대해 40~49세의 남성 연령대는 아버지 세대의 연령대를 표현하는 것이다.

과를 가져왔으며 다른 변수들의 추정결과도 만족스럽지 못함을 알 수 있다. 반면에, 상대소득2의 경우 (4)와 (5)에서 알 수 있듯이 추정계수의 부호와 통계적 유의미성에서 만족할 만한 결과를 보였으며, 다른 설명변수들의 추정계수도 벤치마크의 분석과 그다지 다르지 않아 추정결과의 안정성(robustness)를 보여주고 있다.

25~34세 연령대별 출산율에 대한 상대소득가설의 실증분석 결과, 상대소득1과 상대소득2 모두 부호는 사전적인 예측과 동일한 결과를 가져왔으나 통계적 유의성이 낮아 그다지 만족스러운 결과를 보여주지 못하고 있다. 하지만, 상대소득이라는 설명변수의 추가는 시간당 여성임금과 연간 남성소득의 설명력을 보다 명확하게 하는 효과가 있어 어느 정도는 유효성이 있다고 볼 수 있다 (<표 V-3>). 마지막으로 20~39세 연령대별 출산율에 대한 분석의 결과는 20세~24세 그룹의 분석결과와 비슷하게 나왔다 (<표 V-4>).

이상의 분석을 종합하여 우리는 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

- 상대소득1보다는 상대소득2가 설명력이 더 뛰어나 우리나라의 경우 상대소득에 대한 대리변수로 연령대별 남성 코호트 규모의 상대적인 크기보다 연령대별 남성의 연간소득 변수의 상대적 크기가 더 적합함을 보였다.
- 상대소득가설은 (상대적으로) 젊은 연령대의 출산율 변화를 설명하는 데 적합한 것으로 보인다.
- 상대소득변수의 추가는 기존의 가설1의 실증분석결과를 보다 뚜렷하게 하여 신가계경제학의 가설과 상대소득가설이 서로 보완적인 관계로 볼 수 있다는 기존의 평가를 지지한다.

<표 V-4> 상대소득가설 검정을 위한 회귀분석 I :
20~24세 그룹(1975~2004)

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
상수항	-1.1755 (2.8034)	4.0841 (1.6392)	4.7920*** (0.7043)	1.8319 (2.7613)	15.0127*** (1.9904)
$K \cdot \ln W_f$	-1.8503*** (0.2007)	-0.4537** (0.2155)	-0.3430*** (0.0764)	-1.9725*** (0.1705)	-1.2809*** (0.1874)
$K \cdot \ln Y_m$	1.2624*** (0.2732)	0.1089 (0.2133)	-	1.1976*** (0.2004)	-
상대소득1	-	2.2271*** (0.3657)	2.3698*** (0.2203)	-	-
상대소득2	-	-	-	2.3450** (1.0264)	2.8489* (1.4368)
\bar{R}^2	0.8977	0.9595	0.9606	0.9310	0.7912

주: 1. () 안의 값은 White 이분산성교정 표준오차임.

2. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

<표 V-5> 상대소득가설 검정을 위한 회귀분석 II : 25~34세
그룹(1975~2004)

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
상수항	5.4764*** (1.8880)	5.3752** (2.0063)	7.5479*** (0.6153)	6.6482*** (2.2118)	8.4805*** (0.5640)
$K \cdot \ln W_f$	-0.4673*** (0.0987)	-0.4848*** (0.1325)	-0.3575*** (0.0617)	-0.4998*** (0.0987)	-0.4331*** (0.0548)
$K \cdot \ln Y_m$	0.1902 (0.1593)	0.2090 (0.1856)	-	0.1462 (0.1696)	-
상대소득1	-	-0.0319 (0.1103)	0.0431 (0.0934)	-	-
상대소득2	-	-	-	0.6838 (0.6676)	0.8043 (0.6078)
\bar{R}^2	0.5776	0.5618	0.5667	0.5731	0.5823

주: 1. () 안의 값은 White 이분산성교정 표준오차임.

2. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

<표 V-6> 상대소득가설 검정을 위한 회귀분석 III : 20~39세 그룹(1975~2004)

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
상수항	4.6531*** (1.2892)	4.6281*** (1.4630)	7.6827*** (0.4421)	5.3764*** (1.1771)	9.5561*** (0.5369)
$K \cdot \ln W_f$	-0.6763*** (0.0703)	-0.6802*** (0.1124)	-0.4500*** (0.0452)	-0.9274*** (0.0881)	-0.6278*** (0.0557)
$K \cdot \ln Y_m$	0.3182*** (0.1109)	0.3222** (0.1476)	-	0.4205*** (0.1043)	-
상대소득1	-	-0.0049 (0.1052)	0.1380* (0.0774)	-	-
상대소득2	-	-	-	1.5500*** (0.4811)	1.0448** (0.4993)
\bar{R}^2	0.8661	0.8609	0.8524	0.8873	0.8575

주: 1. () 안의 값은 White 이분산성교정 표준오차임.

2. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

4. 소결 및 정책적 시사점

우리는 출산율과 노동시장 변수들 간의 실증분석을 통해 다음과 같은 결론을 도출할 수 있었다. 출산율의 급격한 저하의 이면에는 정부의 적극적인 인구억제정책과 경제발전의 결과 소득수준의 향상, 여성의 노동시장참여 확대 등이 있었다. 우리는 그 중 출산율 결정을 설명하는 여러 가설들 중 신가계경제학의 이론적 가설을 실증분석의 모형으로 채택하여 여성의 노동시장참여 확대와 임금 변수들 간의 상호관계에 근거하여 출산율 저하를 설명하였다. 이를 통해, 여성의 노동시장 임금의 상승효과는 젊은 연령층의 출산율에 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타났고, 남성소득은 젊은 연령층보다 나이가 많은 층에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타

났다. 또한 상대소득가설의 검증을 통해 우리는 세대간 상대소득의 차이는 연령대가 젊은 계층에 영향을 미치는 것으로 파악할 수 있었다.

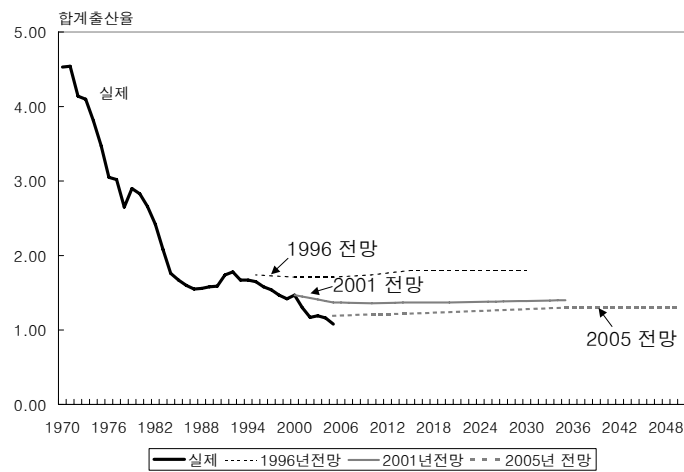
본 연구의 구조모형에 의한 출산율 분석은 향후 출산율 전망에 대한 기초적인 작업으로 간주될 수 있다. 출산율 전망은 향후 국가적 재정소요를 전망하는 데 기준이 되는 인구전망의 핵심요소이다. 하지만 이에 대한 전망은 매우 어렵고 단기적인 예측 또한 쉽지 않은 것이 사실이다. [그림 V-3]은 이러한 출산율 전망의 어려움을 단적으로 보여준다. 또한 본 연구에서 파악된 출산율과 여성임금, 남성소득, 여성경제활동참여율 등의 거시경제변수들과의 장기적 관계는 인구와 거시경제모형과의 통합을 통해 보다 현실성 있는 장기재정모형을 구축하는 데 있어 필수적인 작업이다.

저출산율 극복하기 위해 정부는 2006년 6월 저출산·고령사회 기본계획 시안인 ‘새로마지플랜 2010’을 발표하였다. 여러 내용이 있지만 그 핵심은 출산과 양육에 유리한 환경을 조성하여 출산율을 높이는 것으로 요약될 수 있다. 이 대책이 효과적이기 위해서는 여성의 경제활동참여율을 제고시키려는 정책이 출산율에 장애요인이 되어서는 안된다. OECD의 몇몇 나라들(스웨덴, 노르웨이 등의 북구 유럽국가)에서는 여성의 높은 경제활동참여율과 높은 출산율이 동시에 관찰된다⁴⁸⁾. 과연 우리나라에도 이런 선순환이 나타날 것인가에 대해 본 연구는 구체적인 답을 제시하지는 못한다. 왜냐하면 앞서도 살펴보았듯이 여성고용률은 출산율에 미치는 효과가 여성임금의 변화와 남성소득의 변화를 통하여 중첩적으로 나타나서 단일한 방향으로 작동하지 않기 때문이다. 또한 여성의 경제활동을 장려하는 정책은 출산율을 늘리기보다는 여성의 경제활동참여율만 높이는 방향으로 작용할 수도 있다. 즉, 어떤 방향으로 정책효과가 나타날지에 대해서는 지금 시점에서 정확히 예측할

48) Ahn and Mira(2005).

수는 없다. 다만 정부의 적극적인 출산장려대책은 저출산을 극복하기 위한 필요조건이라는 것은 명확하다. 하지만 출산율 제고대책은 그 효과가 아주 오랜 시간을 두고 나타날 뿐만 아니라 정부의 대책만으로는 해결할 수 없다는 것 또한 서구의 경험을 통해서 잘 알려진 사실이다. 무조건적인 출산장려정책이나 보육지원정책 등이 저출산 문제를 해결하는 만능의 열쇠는 아닐 것이다. 왜냐하면 우리나라의 저출산 현상은 급속도로 발전한 경제성장에 대한 대가이기 때문에 한 두 번의 종합대책으로는 해결하기 힘들 것이다. 출산율 제고와 여성의 경제활동참여율 제고라는 두 마리 토끼를 동시에 잡을 수 있는 고민이 필요하다.

[그림 V-3] 우리나라의 합계출산율: 실제와 전망



주: 1) 1996년 전망은 2015년 이후 1.80명을 가정.
 2) 2001년 전망은 2010년 1.37명, 2030년 1.39명, 2035년 1.40명 가정.
 3) 2005년 전망은 2005년 1.19명, 2020년 1.22명, 2035년 1.30명 가정.
 자료: 통계청, 『인구동태통계연보』, 각 연도; 『장래인구추계』, (1996, 2001, 2005).

Ⅵ. 미시적·거시적 분석의 결과에 대한 해석과 정부정책에 대한 함의

1. 미시적 분석과 거시적 분석의 해석과 연계

가. 미시적 분석의 함의

본 연구에서 시도한 출산율 결정요인에 대한 미시경제학적 분석은 출산자녀 수와 출산간격을 결정하는 여성 개인 혹은 여성이 속해있는 가구의 특성변수들에 따라 자녀 수와 출산간격을 결정하는 요인들을 살펴보는 데 집중하였다. 미시적 실증분석의 결과의 핵심을 정리하면 다음과 같다.

1) 가구의 소득이 자녀 수 및 출산간격에 미치는 영향

자녀 수를 결정하는 모형으로부터의 실증분석 결과 경제변수와 관련된 부분에서는 우선 가구소득이 출산자녀 수를 유의적으로 증가시킨다는 점을 발견하였다. 이는 40세 혹은 45세 이상의 기혼여성을 대상으로 추정한 완결출산율 분석에서 나타난 것으로 소득의 증가에 따른 소득효과가 자녀 수의 증가를 가져온 것으로 해석할 수 있다. Becker의 Quantity-Quality 모형에 따를 경우 자녀의 질적 수준에 대한 부존자원의 수준이 가구소득에 크게 연동될수록 소득의 증가는 자녀 수의 증가를 가져오게 된다. 이는 계층간 이동성이 작은 경우 가구소득이 높으면 이미 자녀의 질적 수준에 대한 부존자원이 큰 것이므로 자녀의 질적 수준보다는 자녀 수를 증가시키는 데 가구가 자신의 예산을 사용할 수 있기 때문이다.

실증분석의 결과가 보여주는 것은 만40세 이상의 기혼여성이 속한 가구의 소득증가가 자녀 수 증가로 연계된다는 것으로 Becker 모형에서 계층 간 이동성이 작은 경우에 해당한다. 그런데 이와 같은 가구소득과 자녀 수의 양(+)의 상관관계는 기혼여성의 연령층이 낮아지면서 감소하고 있는 것으로 보인다. 18~39세 여성의 완결출산율을 추정하기 어렵지만 예상 출산자녀 수를 이용한 경우나 가임기간을 통제한 모형의 결과를 분석해볼 때 가구소득이 높을수록 자녀 수가 증가하는 현상은 세대가 젊어질수록 감소하거나 극단적으로 해석하면 사라지는 것으로 보인다.

이런 결과를 Becker의 모형에 따라 분석하게 되면 계층 간 이동성이 커서 자녀의 질적 수준에 대한 투자가 더욱 증가하는 것을 의미한다. 2003년 출산력자료를 이용하여 구한 추정치를 확대해석하는 것은 어렵지만 이와 같은 결과는 소득의 증대에 따른 소득효과가 자녀 수의 증가보다는 자녀의 질적 수준을 높이는 형태로 나타나고 있으며 결국 소득의 증가가 출산율에는 영향을 미치지 못하거나 오히려 부정적인 영향을 미칠 수도 있음을 시사한다.

출산간격과 관련하여 가구소득의 영향을 남성의 연령별·학력별 총급여액을 이용하여 분석한 결과 출산자녀 수나 출산지연에 미치는 효과를 발견하지 못하였다. 즉, 가구소득의 대부분을 차지하는 남편의 급여액의 증가가 출산율에 큰 영향을 미치지 못한다는 것이다. 이는 자녀 수에 가구소득이 미치는 영향이 세대가 바뀌면서 점점 감소해간다는 결과와 일맥상통한다. 가구소득이 높아지면서 이로 인해 발생하게 되는 추가적인 가구예산을 자녀 수의 증가보다는 기타 재화의 소비나 자녀의 질적 수준을 높이기 위한 교육투자에 사용하고 있으며, 남편의 소득수준이 부인의 자녀출산시점을 앞당기는 효과도 없다는 것이다.

2) 기혼여성의 임금과 학력수준이 자녀수와 출산간격에 미치는 영향

자녀 수 결정모형에서는 항상소득가설에 입각하여 계산한 부인의 임금수준을 구하기가 어려워 여성의 임금변수에 대한 대리변수로 기혼여성의 학력수준을 이용하였다. 기혼여성의 학력수준은 40세 이상의 표본을 대상으로 한 실증분석 결과에서는 자녀 수에 매우 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 고학력 여성들은 저학력 여성들보다 출산하는 자녀가 더 적다는 것이 뚜렷하게 발견되고 있다. 허들모형을 이용한 경우에는 기혼여성의 학력이 자녀출산 여부보다는 자녀 수에 더 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

임금구조기본통계조사의 여성의 학력별·연령별 수준에 따른 임금을 이용하여 출산시기별 각 기혼여성의 임금수준을 계산하여 이용한 출산간격 결정모형에서도 여성의 임금은 첫 번째 자녀의 출산과 두 번째 자녀의 출산을 모두 유의적으로 지연시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 여성임금의 크기가 출산을 지연하는 효과는 첫 번째 자녀보다는 두 번째 자녀의 경우가 더 큰 것으로 나타나 허들모형에서 자녀출산 여부보다 자녀 수의 증가에 기혼여성의 학력수준이 부정적인 영향을 준다는 결과와도 일맥상통한다.

위와 같이 기혼여성의 학력수준 및 출산의 잠재적 기회비용이라고 볼 수 있는 시장임금의 변화가 출산에 미치는 영향은 부정적인 것으로 나타나 기혼여성의 학력수준이 높아지고 시장에서 받는 임금이 높아지게 되면 완결출산율이나 합계출산율 모두 감소하게 될 것이다.

3) 기혼여성 경제활동참여가 자녀 수에 미치는 영향

서베이 자료의 정보를 이용하여 기혼여성의 경제활동참여 여부의 생애기간에 걸친 변화를 포착하는 것은 불가능하다. 따라서 자

녀 수 분석에서는 조사시점의 경제활동참여 여부를 직접적으로 이용하여 실증분석을 시도하였다. 이러한 방법은 기혼여성이 생애기간에 걸쳐 경제활동에 참여와 비참여를 반복했거나 지속적으로 경제활동에 참여하지 않다가 조사시점 근처에 경제활동에 참여를 시작한 경우를 구별해 낼 수 없다는 문제점을 갖게 된다. 반대로 지속적으로 경제활동에 참여했지만 조사시점에 직장을 그만 둔 경우에 대해서는 경제활동에 지속적으로 참여하지 않았던 것으로 간주되므로 부정확한 추정이 될 수 있다.

그런 문제점을 고려하고 자녀 수 결정모형에서 경제활동참여가 자녀 수에 미치는 영향을 살펴본 결과 40세 이상의 가임기가 거의 끝난 기혼여성그룹에서는 경제활동참여 여부가 자녀 수에 큰 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 반면 40대 미만의 젊은 세대들은 기혼여성이 직장을 가진 경우 출산자녀 수가 적은 것으로 나타났다. 이런 결과는 40대 미만 여성의 경제활동참여율이 더 높고 현재 출산과정 속에 있으므로 취업 자체가 출산에 장애요인으로 작용할 가능성이 크기 때문이다. 그런데 가임기는 물리적으로 정해져 있으므로 지속적인 취업으로 인해 자녀출산에 장애가 생긴다면 결국 가임기 전체에 걸쳐 자녀를 출산하는 빈도는 낮게 된다.

기혼여성의 경제활동참여가 출산지연에 미치는 영향에 대한 분석은 각 출산시기 전후의 경제활동참여 여부에 대한 정보가 없어 직접적으로 분석하지는 않았다. 한편 이삼식 외(2005)는 취업경험이 둘째 아이와 셋째 아이의 출산간격을 지연시킨다는 연구결과를 도출하였다. 따라서 여성의 경제활동참여율의 증가는 출산율을 감소시키게 된다.

4) 남아선호사상 혹은 첫째 자녀가 딸인 경우가 자녀 수와 출산간격에 미치는 영향

다른 나라의 출산관련 연구와 비교할 때 우리나라의 출산력 결

정요인에 있어 두드러진 차이는 남아선호사상이 자녀 수나 출산간격에 미치는 영향이 매우 크다는 점이다. 남아를 더 선호하는지 여부 문항에 대한 답변에 근거하여 남아선호 여부 더미변수를 이용하여 추정된 결과 자녀 수에 있어서 매우 강한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 출산지연효과를 분석할 때는 보다 직접적으로 첫 자녀가 딸인 경우와 그렇지 않은 경우에 출산간격을 비교해본 결과, 첫 자녀가 아들인 경우가 딸인 경우에 비해 출산을 지연하는 효과는 미미하지만 출산을 중단하는 효과는 유의한 것으로 나타났다.

이와 같은 경향은 젊은 세대에서도 여전히 유효한 경향으로 남아를 선호하는 가치관 자체가 자녀 수에 결정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 첫 아이가 아들인 경우에는 자녀를 하나만 낳고 출산을 중단하는 확률이 첫째아가 딸인 경우보다 약 7% 높은 것으로 나타나고 있다.

5) 기타 가치관 변수가 자녀 수와 출산간격에 미치는 영향

가구의 자녀관련 가치관에 영향을 미칠 수 있는 변수는 남아에 대한 선호 여부 외에도 다양하다. 우선 남편이 장남인지 여부가 자녀 수나 출산간격에 영향을 줄 수 있다. 남아선호 여부보다는 약하지만 만40세 이상의 기혼여성을 대상으로 한 감마분포 추정에서는 남편이 장남인지 여부가 자녀 수를 증가시키는 데 긍정적인 역할을 하는 것으로 나타났다. 그러나 이와 같은 경향은 40대 미만 연령에서는 유의하지 않으며 자녀출산 여부에 대한 결정에 있어서도 그 유의성이 없는 것으로 나타났다. 출산간격과 관련한 분석에서는 기본모형을 이용할 때 장남 여부가 출산의 가능성을 높이는 것으로 나타났으나 그 유의성은 큰 것으로 보이지는 않는다.

거주하는 지역 역시 영향을 미치는데 대도시나 중소도시보다 읍

면지역에 거주하는 기혼여성이 많은 자녀를 출산하고 자녀의 존재 유무보다는 몇 명의 자녀를 두는가에 거주지역이 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 대도시에 거주하는 기혼여성이 다른 지역에 거주하는 기혼여성보다 첫째 아이나 둘째 아이의 출산을 지연시키는 것으로 나타나 거주지역이 자녀에 대한 가치관 형성이나 자녀를 키우는 환경에 밀접한 영향을 주는 것으로 보인다.

시어머니나 친정어머니의 육아 도움은 예측했던 것보다는 크게 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 실제로 표본 중 시어머니나 친정어머니의 도움을 받는 경우는 매우 적어 유의한 결과를 얻지 못한 것으로 보인다.

기혼여성이나 배우자인 남편의 형제자매 수는 일부 표본에서는 자녀 수에 유의하게 양(+)의 영향을 미치나 40세 이상의 기혼여성의 완결출산을 추정시에는 큰 영향을 주지는 않는 것으로 나타나고 있다. 그러나 40세 미만 여성의 예상 출산자녀 수 추정시에는 기혼여성의 형제자매 수가 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 출산간격모형에서도 형제 자매 수, 특히 기혼여성의 형제자매 수가 많을수록 출산간격을 단축시키는 것으로 나타나고 있다.

기혼여성의 형제자매 수는 부모로부터 물려받은 기혼여성의 물리적 가임력과도 연결될 수 있으며 기혼여성의 자녀 수에 대한 가치관에도 영향을 줄 수 있어 기혼여성의 자녀 수 결정과 출산간격에 영향을 주는 것으로 보인다. 다만 40세 이상의 기혼여성의 경우에는 출산자녀 수가 형제자매 수에 영향을 받지 않는 것으로 보인다.

6) 노동시장 여건, 혼인 등의 효과

1990년대 이후로 여성의 경제활동참여와 합계출산율의 상관관계가 [그림 II-10]에 나타난 바와 같이 오히려 양(+)의 관계를 보이는 OECD 국가들과 달리 우리나라의 경우 아직까지는 음(-)의 관

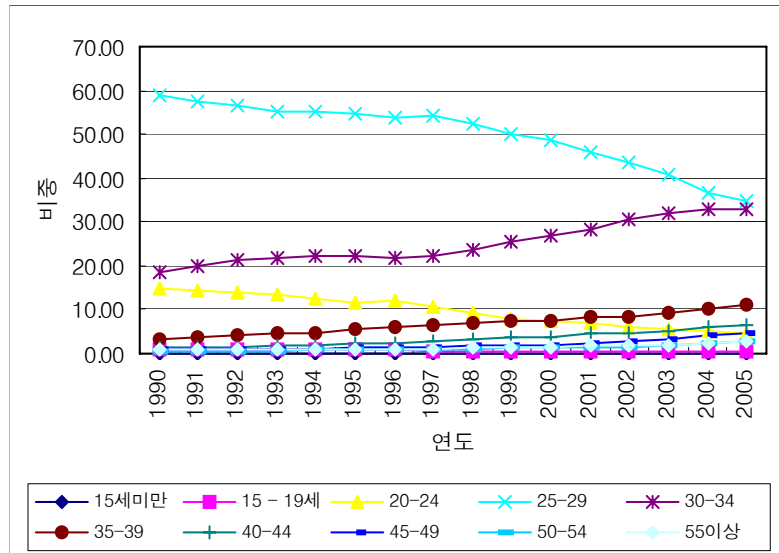
계를 나타내고 있다. 이는 여러 가지 이유에 근거하지만 아직 전 반적으로 육아와 직장을 병행할 수 있는 제도적 여건이 성숙하지 않기 때문인 것으로 보인다.

우선 노동시간을 유연하게 선택할 수 있는 여건이 발달되어 있지 않아 이미 일하고 있는 여성의 경우나 신규로 시장에 진입하는 여성들이 육아로 인해 발생하는 부담을 꺼려하게 되며 이로 인해 일하는 여성의 출산자녀 수가 감소하게 된다. 미시 서베이 자료로부터 일하는 여성의 근로조건과 출산자녀 수 관계를 직접적으로 파악할 수 없었지만 풀타임 직장을 다니는 여성의 경우에는 자녀 양육으로 인한 시간을 할애할 수 없으므로 자녀출산의 어려움이 더욱 크다고 볼 수 있다. 실제로 여성의 파트타임 직종 종사 비율이 높은 국가들에서는 합계출산율이 높게 나타나고 있다는 점 역시 노동시간의 유연한 선택이나 파트타임 직종의 이용 가능성이 출산자녀 수에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

한편 여성 결혼연령의 증가는 직접적으로 출산자녀 수에 음(-)의 효과를 보이고 있다. 본 연구의 출산자녀 수 분석에서 확인할 수 있듯이 결혼연령이 늦을수록 출산하는 자녀 수가 감소하게 된다. 이는 완결출산율이나 합계출산율에 직접적인 영향을 미치는 요소로 우리나라 출산율 감소의 상당부분이 여성의 혼인연령의 증가로부터 발생하는 것으로 보인다. 따라서 정부의 출산장려정책에는 결혼의사결정에 영향을 주는 요인들에 대한 분석 역시 포함되어야 한다.

통계청 자료를 참조하여 1990년 이후 2005년까지 여성의 혼인연령의 연령대별 비중을 살펴보면 다음과 같다.

[그림 VI-1] 우리나라 여성 혼인연령의 연령대별 비중



그림에서 확연히 알 수 있듯이 전체 혼인연령의 60% 가까이를 차지했던 25~29세 연령대의 혼인비중이 2005년에는 34.6%까지 감소하며 비중이 18.5%였던 30~34세의 비중이 2005년에는 33.1%까지 증가하였다. 20~24세 연령구간의 혼인비중도 거의 지속적으로 감소하고 있으며 35~39세 여성의 혼인비중도 증가하고 있어 전체적으로 혼인연령이 크게 높아진 것으로 보인다.

결국 혼인연령의 지속적인 상승이 혼외출산의 비중이 매우 낮은 우리나라의 합계출산율을 증가시킨 요인이 되고 있으며 동시에 실증분석 결과, 완결출산율도 감소시키는 요인인 것으로 밝혀졌다.

7) 각 설명변수별 한계효과

자녀 수 모형과 출산간격 결정모형에서 도출된 각 변수들의 설명변수에 대한 한계효과를 측정하면 다음과 같다.

<표 VI-1> 자녀 수에 대한 설명변수별 한계효과

변수	40세 이상 기혼여성		18~39세 기혼여성	
	출생아 수 한계효과	(z값)	예상 출생아 수 한계효과	(z값)
주택 소유 여부(소유=1)	0.049	(1.47)	0.038	(1.71)
가구 총소득(원)	4.94e-08**	(5.79)	8.94e-09	(1.08)
부인의 취업 여부(취업=1)	0.0083	(0.28)	-0.116**	(-5.08)
부인의 교육수준(학력연수)	-0.036**	(-5.63)	0.008	(1.18)
부인의 현재 연령	0.0006	(0.10)	0.017**	(5.27)
인공유산 횟수	0.032*	(2.21)	0.004	(0.29)
부인의 혼인연령	-0.046**	(-8.36)	-0.045**	(-10.07)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	-0.095	(-0.64)	0.115	(1.68)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.332	(1.60)	0.099	(1.83)
남아선호 여부(선호=1)	0.148**	(5.08)	0.177**	(8.15)
남편의 장남여부(장남=1)	0.117**	(3.43)	0.029	(1.06)
부인의 형제자매 수	-0.0001	(-0.01)	0.023**	(3.20)
남편의 형제자매 수	-0.0027	(-0.35)	0.005	(0.63)
대도시 거주 여부	-0.202**	(-5.01)	-0.156**	(-5.71)
중소도시 거주 여부	-0.166**	(-3.85)	-0.117**	(-4.13)

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

자녀 수에 대한 설명변수별 한계효과를 만40세 이상 기혼여성의 자녀 수 분포를 감마 count 분포라고 보고 추정된 경우의 한계효과가 첫 번째 열의 값들이다. 예를 들어 가구의 월 총소득이 10만원 증가하게 되면 출산자녀 수는 0.005명 증가한다. 부인의 교육연수가 1년 증가하면 자녀 수는 -0.036명 감소하며, 남아선호 사상이 없는 가구에 비해 있다고 응답한 경우의 자녀 수 증가효과는

0.148명이다. 여러 가지 설명변수 중 읍면지역에 비해 대도시에 거주하는 기혼여성의 출산자녀수 감소효과가 가장 커서 읍면지구
에 비해 대도시(광역시) 거주자는 자녀를 -0.202명 덜 출산한다.
거주지역의 차이는 위의 여러 가지 가치관 관련 변수를 통제하고
도 남아있는 자녀 수나 자녀의 중요성에 대한 가치관이나 자녀양
육의 여건과 관련이 되므로 자녀수 결정에 가치관이나 자녀양육의
여건이 큰 영향을 미치는 것으로 보인다.

만40세 미만의 기혼여성을 대상으로 예상 출산자녀 수를 추정하
는 경우의 한계효과가 두 번째 열의 값들이다. 이 경우에는 우선 남
아선호사상이 있는 가구가 없는 가구에 비해 출산자녀 수를 증가
시키는 한계효과는 0.177명이며 대도시 거주자는 읍면지구 거주자에
비해 -0.16명의 출산자녀 감소효과를 보이고 있다. 직장을 다니는
기혼여성은 그렇지 않은 경우에 비해 출산자녀 수가 -0.116명 감
소하며 결혼연령이 1년 늘어날수록 자녀 수는 0.045명 감소한다.

기혼여성의 취업 여부가 출산자녀 수와 내생적인 관계가 있다는
점에 착안하여 내생적 변환 포아송 분포를 이용하여 만 40세 이
상의 기혼여성의 출산자녀 수에 각 설명변수가 미치는 한계효과를
살펴보면 <표 VI-2>와 같다.

<표 VI-2>는 <표 VI-1>과 비교하여 큰 차이는 없으나 가구소
득의 유의성이 낮아져 큰 영향이 없는 것으로 나타났고 부인의 교
육수준의 한계효과는 -0.036으로 동일한 것으로 나타났다. 그 외
부인의 혼인연령의 효과도 -0.052로 증가하였으며 남아선호사상의
영향력은 0.159로 매우 크다는 것을 확인할 수 있다. 거주지의 영
향력은 대도시의 경우 약간 커지고 중소도시의 경우에는 다소 작
아진다.

출산간격모형에서 여성의 임금이 20% 증가하면 합계출산율은
0.05명 감소한다는 결과를 도출하였다. 출산자녀 수 모형에서는 직

접적으로 여성임금을 사용하지 않고 여성의 항상소득에 대한 대리 변수로 학력을 사용하였고 만 40세 이상 기혼여성의 학력수준이 1년 더 증가하면 출산자녀 수는 -0.019명 감소하며 내생적 변환 포아송 모형의 경우에는 -0.035명 감소하는 것으로 나타났다.

<표 VI-2> 내생적 전환 포아송 분포이용시 자녀 수에 대한 한계효과

변 수	40세이상 기혼여성	
	출생아수	
주택 소유 여부(소유=1)	0.057	(0.92)
가구 총소득(원)	3.89e-08	(1.76)
부인의 취업 여부(취업=1)	0.024	(0.40)
부인의 교육수준(학력연수)	-0.036**	(-3.18)
부인의 현재 연령	0.0013	(0.15)
인공유산 횟수	0.019	(0.86)
부인의 혼인연령	-0.052**	(-6.80)
부인 친정어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	-0.178	(-0.20)
부인 시어머니 자녀양육 도움 여부(도움=1)	0.384	(1.03)
남아선호 여부(선호=1)	0.159**	(2.82)
남편의 장남 여부(장남=1)	0.106	(1.66)
부인의 형제자매 수	0.0014	(0.09)
남편의 형제자매 수	-0.0015	(-0.10)
대도시 거주 여부	-0.175*	(-2.51)
중소도시 거주 여부	-0.150*	(-2.05)

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

『임금구조기본통계조사』상의 2003년 기혼여성의 학력별 시간당 임금수준의 증가율을 비교해보면 중졸과 고졸 사이의 학력 1년 증가에 따른 임금증가율은 9.6%, 고졸과 전문대졸 사이의 증가율은 7.2%, 전문대졸과 대졸 사이의 증가율은 11.9%로 나타나고 있다. 위와 같은 학력별 임금증가율을 평균하여 약 10% 수준이라고 가정하면 여성의 시장임금이 20% 증가할 때 완결 출산자녀 수는 약 0.07명 감소하는 것으로 나타난다. 따라서 두 모형의 차이에도 불구하고 합계 혹은 완결 출산자녀 수에 대한 여성임금의 증가가 미치는 영향의 방향이나 정도는 유사한 형태를 보이고 있다.

나. 거시적 분석의 함의

거시분석은 시간당 여성임금과 남성의 소득이 합계출산율에 미치는 영향을 분석하는 데 초점을 맞추고 있다. 1975년~2004년에 이르는 연간 합계출산율과 여성 및 남성 임금의 시계열 자료를 이용한 회귀분석 결과 시간당 여성임금은 출산율에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났고 연간 남성소득은 양(+)의 부호를 보이기는 하지만 유의성이 낮은 것으로 나타났다. 기혼여성 그룹을 연령별로 나누어 분석한 결과 여성임금의 출산탄력성은 젊은 연령대 여성들에게서 높게 나타나고 반대로 남성소득의 출산탄력성은 나이가 많은 연령집단에서 높은 것으로 나타났다. 연령집단별 임금 및 소득의 출산탄력성은 <표 V-3>에 나타나 있다.

거시임금 변수와 합계출산율의 시계열 자료를 이용한 경우의 임금의 출산탄력성은 미시자료를 이용한 경우보다는 다소 높게 나타나 있다. 이는 서베이자료와 거시집계변수의 차이를 반영할 뿐만 아니라 미시분석에서는 다른 변수들을 통제할 순효과를 본 반면 거시분석에서는 다른 추가적인 변수없이 임금과 소득수준만을 설명변수로 이용하여 총효과를 분석한 차이에 근거한 것으로 보인다.

다. 이 외에 세대간 상대소득의 차이가 젊은 연령집단의 출산율에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

출산율에 대한 거시분석의 의미는 단순히 미시적 분석의 결과를 거시집계변수로 확인하는 것이 아니라 개인의 의사결정의 집합체로 나타난 합계출산율이 다른 거시경제적 변수들과 어떤 연관관계를 맺는지를 살펴보는 것이다. 예를 들어 미시분석 결과 가구소득 혹은 남편의 소득이 자녀 수를 증가시키는 것으로 확인된 경우 향후 노동시장의 조건이나 경기변동을 고려할 때 임금률의 증가가 어느 정도로 나타날 것인지를 거시변수를 이용하여 예측한 후 이를 미시자료에 이용하여 출산율에 대한 예측에 사용할 경우, 시뮬레이션의 기초자료로 활용하거나 향후 출산율 전망치 작성에 활용할 수 있다.

출산율에 대한 전망은 결국 20~30년 후의 잠재성장률을 결정하는 주요 요소인 노동공급에 대한 전망으로 연결된다. 미시적 분석은 기혼여성이나 가구의 출산의사결정과정에 대한 자세한 정보를 제공한다. 하지만 이러한 미시적 정보가 향후 국가 전체의 출산율을 전망하는 정보로 활용되기 위해서는 출산율에 영향을 주는 거시적인 변화에 대한 예측이 필요하며 이러한 예측을 통해 개인의 출산의사결정을 분석하고 이를 다시 거시적 출산율 전망에 사용하게 되면 보다 정확한 전망이 가능할 것으로 보인다.

다. 미시적 분석과 거시적 분석의 연계

1) 자녀 수 대 자녀의 질적 수준

본 연구의 미시적·거시적 실증분석 결과로부터 가장 먼저 발견한 내용은 자녀 수에 대한 소득효과의 수준이다. 거시분석으로부터 남성의 소득은 출산율을 증가시키며 그 효과는 연령이 높은 집단에서 더욱 강하게 나타난다는 것을 확인하였다. 자녀 수에 대한

미시적 분석은 직접적으로 남성의 소득을 사용하지 않고 대신 가구의 총소득을 이용하여 자녀 수에 미치는 영향을 확인한 결과 40세 이상의 기혼여성 연령집단에서 소득수준이 높을수록 자녀 수가 많다는 것을 확인하였다. 한편 출산간격에 대한 분석에서는 남성의 소득이 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

나아가 자녀 수 결정에 대한 미시분석에서 40세 미만의 기혼여성 연령집단에서는 가구소득에 대한 자녀 수의 반응이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 젊은 연령집단의 경우 가구소득의 증가로 인한 자녀 수 증가효과가 감소해가고 있음을 시사한다.

이를 Becker의 Quantity-Quality모형에 의거하여 설명한다면 가구소득이 증가하면서 자녀의 질적 수준에 대한 투자가 증가하게 되고 자녀 수는 오히려 감소하는 경우라고 볼 수 있다. Becker는 사회 내에 계층 간 이동성이 클수록 이와 같은 현상이 나타난다고 했는데 Becker의 가설이 맞다면 우리나라는 Becker가 정의하는 계층 간 이동성이 연령이 낮은 집단에서 더욱 증가하고 있다고 해석할 수 있다. Becker의 계층 간 이동성의 크기는 자녀의 질적 수준에 대한 초기 부존자원이 가구의 소득에 얼마나 의존하느냐에 달려있다. 자녀의 질적 수준이 가구소득에 크게 의존하면 질적 수준에 대한 투자를 많이 할 필요가 없으므로 가구의 소득증가는 자녀 수 증가를 초래하지만 자녀의 질적 수준의 초기값이 가구소득에 크게 의존하지 않게 되면 자녀의 질적 수준에 대한 투자가 크게 발생하게 되고 자녀 수는 증가하지 않거나 오히려 감소할 수 있다. 결국 우리나라는 가구소득이 높다고 해도 자녀의 질적 수준에 대해 안심할 수 없는 상태여서 자녀의 수보다는 자녀의 질에 대한 투자를 중시하는 단계에 접어들었다고 조심스럽게 해석할 수 있다.

따라서 경제성장과 이에 따른 1인당 GDP의 증가는 결국 출산율에 부정적인 영향을 미치고 인적자본의 양적인 축적을 방해하여

기술진보와 자본장비율의 증가를 통해 노동생산성이 크게 향상되지 않는다면 장기적으로 성장률을 낮추는 요인이 될 수 있다.

2) 여성의 학력, 시장임금 및 경제활동참여율

거시적 분석으로부터 젊은 연령집단의 여성들에게서 시간당 임금에 대한 출산탄력성이 크다는 결과를 도출하였다. 이는 출산간격모형에서 여성의 시간당 임금의 상승이 자녀의 출산을 지연시키는 효과가 크다는 점과 논리적으로 일치한다. 출산자녀 수 결정모형에서도 40대 이상의 기혼여성의 경우 학력수준이 높을수록 출산자녀가 적은 것으로 나타나 학력수준의 상승이나 이로 인한 여성 임금의 상승이 출산에 대한 기회비용으로 작용하고 있음을 확인할 수 있다.

여성임금 상승의 출산율에 대한 탄력성은 합계출산율의 경우 -0.0025 이고 완결출산율의 자녀 수에 대해서는 학력변수의 탄력성을 여성의 임금증가로 치환할 경우 $-0.0019 \sim -0.0035$ 의 값을 보여주고 있다. 한편 직접적인 비교는 불가능하지만 거시자료의 경우에는 다른 변수들을 통제하지 않은 결과 여성의 임금에 대한 출산율의 탄력성이 더 큰 것으로 나타나고 있다.

40대 미만의 여성들에게서는 경제활동참여가 높아지고 있고 경제활동참여가 출산자녀 수를 유의적으로 감소시키면서 오히려 학력수준의 순효과는 감소하는 것으로 보인다. 여성의 경제활동참여 확대는 출산에 대한 기회비용을 증가시켜 자녀 수를 감소시키는 대체효과와 가구의 전체 소득을 증가시켜 출산자녀 수를 증가시키는 소득효과를 동시에 지니고 있다. 경제활동참여로 인해 출산자녀 수가 감소하고 가구의 소득증대가 자녀 수에 영향을 미치지 못한다는 것은 경제활동참여로 인한 기혼여성의 출산비용 증가 효과가 소득효과보다 커진다는 것을 의미한다.

만40세 이상의 기혼여성 연령집단에서는 경제활동참여가 자녀 수에 유의적인 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타난 반면, 40세 미만의 연령집단에서는 직장을 가진 여성의 자녀 수 혹은 예상자녀 수가 적은 것은 경제활동참여가 출산율에 부정적인 영향을 제공할 유인이 더욱 증가하고 있음을 의미한다.

제II장의 출산율 현황분석에서 확인하였듯이 출산율과 경제활동참여율은 역(-)의 관계에 있는 것으로 보이며 이와 같은 역의 관계는 1990년대 들어 일부 북유럽 국가를 중심으로 양(+)의 관계로 전환되었다. 그러나 미시적 분석의 결과는 우리나라의 경우 여전히 경제활동참여율과 출산율 간에 음(-)의 관계가 있음을 시사한다. 따라서 두 변수 간에 양(+)의 관계나 적어도 여성 경제활동참여율의 증가가 출산율에 큰 영향을 주지 않도록 하기 위해서는 효과적인 정책수단을 고려할 필요가 있다.

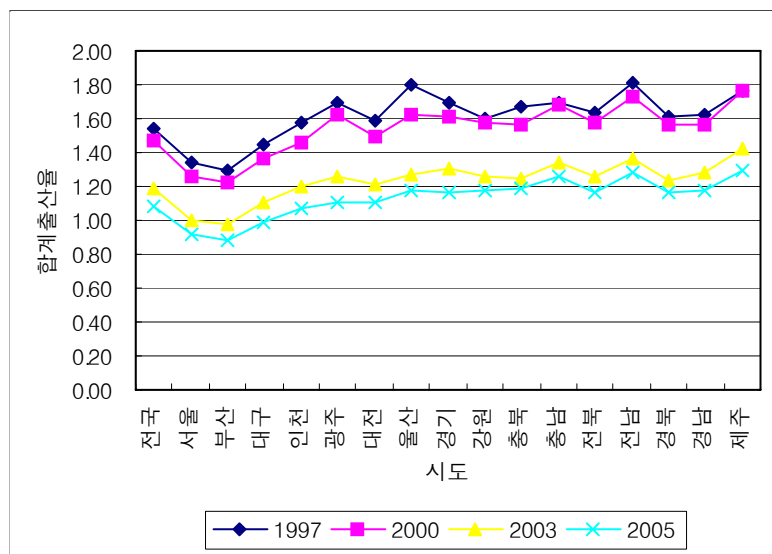
3) 지역별 출산율 차이

미시적 분석은 거시적 분석에서 자료의 부재 등으로 인해 파악하기 어려운 가치관, 사회적 요인관련 변수의 영향을 살펴볼 수 있다는 장점을 지닌다. 미시적 분석으로부터 남아선호사상, 첫째 아이가 딸인지 여부, 거주하는 지역이 시골인지 도시인지 여부가 자녀수나 자녀의 출산간격에 상당한 영향을 미친다는 사실을 확인하였다. 특히 거주지역의 차이는 다른 가치관 관련 변수들을 통제한 경우에도 상당히 출산에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

통계청의 지역별 출산자료를 분석해보면 지역별로 합계출산율의 편차가 심하다는 것을 확인할 수 있다. [그림 VI-2]는 광역지방자치단체별 합계출산율의 시계열적 변화를 보여주고 있다. 우선 지역에 관계없이 합계출산율이 급격하게 하락하고 있는 것을 확인할 수 있다. 시계열적 흐름에 따른 지역별 합계출산율의 차이는 전일

과 전출을 포함한 것이므로 지역별 특성에 따른 변화만을 포착하는 것은 아니지만 지역별 출산율의 차이에 일정한 패턴이 있음을 보여준다.

[그림 VI-2] 지역별 합계출산율의 차이 및 변화



1997년의 자료를 살펴보면 서울 및 광역시를 포함한 대도시의 합계출산율이 도지역의 출산율보다 낮은 하지만 울산이나 광주지역의 합계출산율은 다른 도지역보다 높은 편이었다. 그런데 2005년의 자료를 살펴보면 서울 및 광역시, 경기도의 합계출산율이 다른 지역보다 낮은 것을 확인할 수 있다. 최근 들어 대도시 지역의 출산율이 중소도시나 읍면지역보다 낮아지는 현상이 점점 확인해 지는 것을 확인하게 된다.

물론 [그림 VI-1]은 지역별 편차를 나타내는 모든 변수들이 함께 포함되어 나타난 결과이므로 어느 정도가 미시적 분석에서 발

견한 순수한 거주지역의 차이인지는 확인하기 어렵다. 지역별 소득의 차이나 가치관의 차이가 모두 혼재되어 나타난 것이므로 그 원인을 분별해내기는 어려운 것이다.

그러나 적어도 미시적 분석에서 발견한 여러 가지 결과들을 거시적 통계자료를 통해 다시 한번 확인할 수 있다. 우선 대도시에 비해 중소도시나 시골지역은 남아선호사상도 강하고 소득수준도 낮으므로 출산율이 높은데 [그림 VI-1]은 이런 차이를 반영하고 있다. 남아선호사상이나 소득으로 포착하지 못한 지역별 가치관의 차이나 자녀양육의 환경 및 양육비용이 미시적 분석에서 거주지역 설명변수의 계수로 나타나는 것이다.

2. 정책적 시사점

가구의 소득수준이 자녀 수의 증가보다는 자녀의 질에 대한 투자로 이행하고 있다는 실증연구 결과를 고려할 때 소득의 상승은 출산율의 하락으로 연계될 가능성이 크다. 따라서 1인당 GDP가 증가할수록 인적자본의 질은 향상되어 갈 것이나 인적자본의 양적인 증가는 어려울 수 있다.

또한 여성의 학력수준의 상승이나 시장임금의 상승도 자녀출산의 기회비용을 증가시킴으로써 출산율을 하락시킬 가능성이 크며 여성의 경제활동참여율이 지속적으로 증가한다면 출산율의 하락은 더욱 크게 나타날 수 있다. 출산간격분석에서 확인했듯이 여성의 임금상승은 출산지연을 가져올 뿐 아니라 출산중단의 확률도 높이는 것으로 보이며 젊은 연령층의 여성들이 취업을 한 경우 출산하는 자녀 수는 그렇지 않은 경우에 비해 낮다.

경제활동참여율의 증가는 고령화가 지속되면서 부양인구비가 증가하고 노동력의 절대적 규모가 감소할 여지가 있는 경우 노동력의 규모를 유지할 수 있는 방법이다. 국제노동기구(ILO) 자료에

근거한 주요 국가의 연령별 경제활동참여율을 살펴보면 우리나라의 경우 인구구조 고령화 속에서 노동력을 추가적으로 창출할 수 있는 부분은 25~49세 기혼여성임을 알 수 있다.

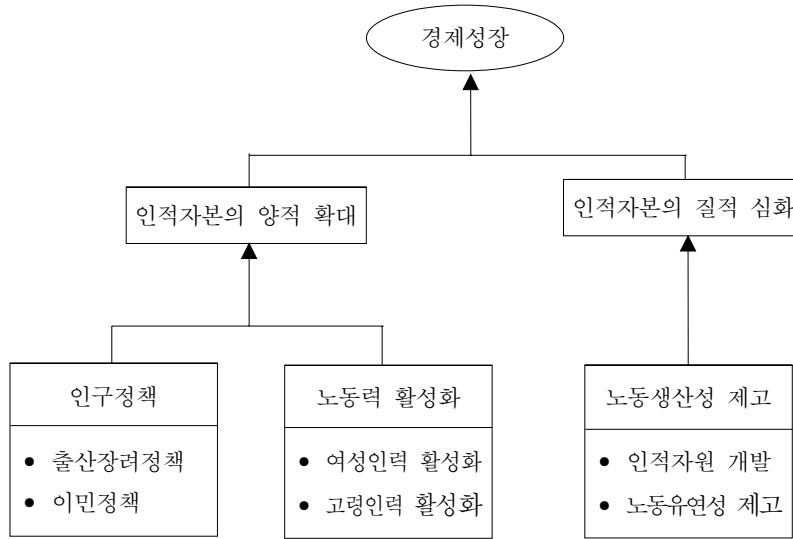
<표 VI-3> 한국과 주요국의 연령그룹별 노동시장참여율(2000년 기준)
(단위: %)

	남 성			여 성			전 체		
	25~49	50~64	65~74	25~49	50~64	65~74	25~49	50~64	65~74
한국	92.4	78.0	45.7	58.2	50.7	29.0	75.5	64.3	35.9
일본	97.2	89.1	42.0	66.1	56.8	21.0	81.8	72.6	30.7
EU	94.0	66.1	-	73.9	42.3	-	84.0	54.0	-
미국	92.4	75.6	23.5	77.3	61.0	14.4	84.7	68.0	18.5
OECD	93.7	72.8	-	69.0	48.4	-	81.3	60.3	-

자료: OECD, *Labour Force Statistics*, 2001.

<표 VI-3>에서 확인할 수 있는 것처럼 우리나라의 성별, 연령별 노동시장참여율을 다른 국가들과 비교할 때 남성의 경우, OECD 평균과 유사하거나 높으며, 특히 비경제활동 은퇴인구에 해당하는 65세 이상 노인들의 노동시장참여율은 미국이나 일본보다 높다. 한편 25~49세의 여성의 경제활동참여율은 OECD 평균보다 약 10% 이상 낮게 나타나고 있다. 그러나 50~64세의 고령여성들의 노동시장참여율은 미국이나 일본보다는 낮지만 EU 평균 수준을 상회하고 있다. 따라서 인구구조의 고령화에도 노동력의 규모를 지속적으로 유지하는 데 있어 새로운 고용력의 창출이 가능한 그룹은 25~49세의 여성이라고 볼 수 있다. 특히 혼인율이 높은 우리나라에서 새로운 고용력을 창출할 수 있는 그룹은 25~49세의 기혼여성 집단이다.

[그림 VI-3] 인적자본 형성과 경제성장



자료: 김동현(2006)에서 재인용 후 수정.

인구구조의 고령화는 노동력의 규모만이 아니라 노동생산성에도 영향을 줄 수 있다. [그림 VI-3]에서 볼 수 있듯이 인구구조 고령화로 인한 노동력 연령구성의 고령화는 새로운 기술이나 신산업에 대한 적응능력과 학습능력을 하락시킴으로써 생산성을 저하시켜 인적자본의 질적 심화에 장애가 될 가능성이 있다. 물론 이와는 반대로 인구감소는 인적자본에 대한 투자를 증가시키고 1인당 자본장비율을 증가시킴으로써 노동생산성 증가에 기여할 수 있다. 따라서 인구감소와 인구구조 고령화가 함께 일어날 경우에 노동생산성이 증가할 것인지 감소할 것인지는 단언하기 어렵다. 단, 인구감소의 효과를 분리해낼 경우 인구구조의 고령화는 노동시장의 탄력성을 저하시키고 새로운 기술과 환경에 적응하는 능력이 다소 부족한 고령인구가 노동력의 높은 비중을 차지함으로써 노동생산

성에 부정적인 영향을 줄 가능성이 크다.

따라서 노동력의 질적 차원에서도 고령인구보다는 25~49세 여성의 경제활동참여율을 높이는 것이 바람직한 정책일 수 있다. 25~49세의 여성들 중 결혼과 출산과정 속에서 노동시장에서 탈퇴하는 연령층인 20대 후반에서 30대 중반에 이르는 여성들의 지속적인 경제활동참여는 고령화되어가는 노동력의 연령구조 속에서 노동생산성을 향상시킬 수 있는 방법이다.

여성의 경제활동참여율 증가가 경제성장과 인적자본 생산성의 유지에 필요하지만 이는 장기적으로 출산율을 하락시키는 요인이 되어 결국 고령화 문제를 심화시키고 경제성장과 인적자본의 형성에 장애요인이 될 수도 있다.

그렇다면 여성의 경제활동참여를 증가시키면서 동시에 출산율을 안정적으로 유지할 수 있는 정책대안이 있는지에 대해 고민해야 한다. 하지만 출산율과 여성의 경제활동참여 간에는 내재적으로 역(-)의 관계가 존재하는 것으로 보여 이 두 가지를 모두 제고할 수 있는 정책적 조합은 간단하지가 않다.

[그림 II-11]의 OECD 국가들의 출산율과 여성고용률의 관계를 살펴보면 1990년대 들어 음(-)의 상관관계가 사라지고 오히려 양(+)의 상관관계가 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 위와 같은 변화는 북유럽국가들에서 주로 나타나고 있으며 이에 대한 설명요인으로 가정에서의 성 역할에 대한 전통적 개념의 약화, 비상근직의 이용가능성 여부, 가족친화적 노동시장환경 등을 들 수 있다.

출산율과 여성의 경제활동참여율을 모두 제고할 수 있는 정책수단을 찾기 위해서는 현재 왜 우리나라 여성의 경제활동참여율의 증가가 출산율에 부정적인 영향을 미치고 있는지를 고려해야 한다. 가구소득의 증가가 자녀 수보다는 자녀의 질적 수준 제고를 위한 투자를 확대하고 있다는 점은 여성의 경제활동참여와도 무관

하지는 않다.

40세 이상의 기혼여성들은 남편의 소득이 높을 경우 가사와 자녀양육에 전념하고 경제활동에 참여하지 않은 것으로 나타났다. 또한 학력이 높을수록 오히려 자녀수는 적고 경제활동에도 참여하지 않고 있어 고학력 여성들은 경제활동참여율도 낮고 출산율도 낮은 패턴을 유지했던 것으로 보인다. 위와 같은 현상은 현재 스페인이나 이탈리아에서 나타나고 있는 현상이다. 참고로 2003년 출산력자료를 이용할 경우 40세 이상의 전문대졸 이상의 기혼여성 중 직업을 가지고 있는 비율은 48.9%이며 출산자녀 수 평균은 1.94명이었다. 반면 고졸 이하의 학력을 가진 기혼여성이 직업을 가지고 있는 비율은 66.2%에 이르며 평균 출산자녀 수는 2.18명에 이르고 있다.

한편 20~30대 기혼여성들은 이와 같은 패턴으로부터 탈피하여 학력에 큰 구애를 받지 않고 경제활동에 참여하며 경제활동에 참여한 기혼여성은 자녀 수(혹은 예상 출산자녀 수)가 적은 것으로 나타났다. 또한 가구소득도 자녀출산에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 물론 20~30대 기혼여성들은 출산이 완결되지 않는 집단이므로 각 변수에 대한 반응을 해석할 때 조심할 필요는 있으나 젊은 연령집단에서는 학력과 큰 관계없이 경제활동참여를 하고 있는 여성들의 출산자녀 수가 적은 것으로 나타나 두 변수 간에 음(-)의 상관관계가 있음을 알 수 있다.

따라서 두 변수 간의 관계에도 세대 간 차이가 나타나고 있으며 젊은 연령층의 기혼여성들은 자녀양육의 질적 수준 향상을 위한 투자를 확대하고 오히려 자녀는 적게 낳으며 적극적으로 노동시장에 참여하는 것으로 보인다.

위와 같은 세대에 따른 변화는 향후 젊은 연령층의 기혼여성들이 경제활동에 적극적으로 참여하면서 자녀 수를 더욱 감소시킬

가능성이 있음을 예측하게 한다. 이에 따른 정부의 정책적 수단은 결국 중(장)기적 인적자본 충원의 보고인 여성노동인력을 적극적으로 활용하면서 그와 동시에 직장생활과 자녀의 출산, 양육을 양립할 수 있는 노동시장 환경을 조성하고 일하는 어머니의 양육을 효과적으로 지원하는 것이라고 볼 수 있다. 이를 위해 개발 가능한 정책수단과 정책수단별 효과분석은 2차연도 과제로 남긴다.

VII. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라 출산율에 대한 결정요인을 다각적으로 살펴봄으로써 저출산 문제를 해결할 수 있는 방법을 모색하는 것을 최종 목적으로 하고 있다. 1차연도 연구로서 출산율에 소득, 여성의 임금, 학력, 경제활동참여가 미치는 영향을 미시적·거시적 분석을 통해 살펴보았다.

미시적 분석으로부터 우선 기혼여성이 평생에 걸친 가임기간 동안 출산하는 자녀 수에 미치는 설명요인들을 찾고, 또한 기혼여성이 자녀를 출산하는 시점과 결혼, 첫째 자녀출산, 둘째자녀 출산의 간격을 결정하는 데 영향을 주는 요인들을 살펴보았다.

기혼여성의 완결출산자녀 수에 영향을 주는 요인들을 고려해 본 결과 만 40세 이상 출산을 거의 완결한 여성들만을 대상으로 할 경우에는 가구의 소득이 높을수록 출산자녀 수는 많고 기혼여성의 학력수준이 높을수록 출산하는 자녀 수는 감소하는 것을 확인하였다. 이는 Becker의 자녀의 질과 수에 대한 결정이론에 근거할 때 사회적 계층 이동성이 적어 가구소득이 높을수록 자녀의 질적 수준의 부존자원이 높아 자녀의 질에 대한 투자보다는 자녀의 수에 대한 투자가 증가한다는 가설과 일치하며, 여성의 학력수준의 상승이 자녀의 수에 대한 잠재가격을 증가시켜 자녀 수를 감소시킨다는 논거와 일치한다. 그러나 여성의 경제활동참여가 자녀의 수에 미치는 영향에 대해서는 뚜렷한 영향을 찾기 어려웠다. 이는 여성의 경제활동참여가 서베이 자료 조사시점의 상태만을 근거로 한 것이므로 지속적으로 경제활동에 참여한 기혼여성의 자녀수가

그렇지 않은 기혼여성보다 많은지 적은지에 대한 답변으로 직접적으로 활용하기는 어렵다. 다만 학력수준이 낮은 여성들이 경제활동참여도가 높은 것으로 나타나 학력수준이 높은 경우 자녀 수가 적다는 점을 고려할 때 경제활동에 참여한 여성들의 자녀 수가 반드시 적다고 보기는 어렵다고 추론할 수 있다.

한편 만39세 이하의 기혼여성만을 대상으로 완결 출산자녀 수에 대한 대리변수로 예상 출산자녀 수를 이용하여 실증분석을 시도한 결과, 가구소득이나 이에 대한 대리변수로 남편의 학력수준이 예상자녀수에 미치는 영향이 거의 없는 것으로 나타났다. 이는 Becker의 가설에서 소득 수준의 증가가 자녀 수의 증가로 이어지지 않는 경우에 해당한다. 자녀의 질을 직접적으로 나타낼 수 있는 변수가 없어 자녀의 질에 대한 투자수준과 소득과의 관계를 알기 어렵지만 소득 증가가 자녀 수의 증가로 이어지지 않는다는 것은 일반재화에 대한 소비의 증가 외에 자녀의 질적 수준에 대한 투자도 증가했을 가능성이 크다. 이와 같은 결과는 가령 보편적 아동수당처럼 가구에 소득보전형태로 이루어지는 정부의 보조금이 자녀 수의 증가에는 큰 영향을 줄 수 없을 것이라는 정책적 시사점과도 연결된다.

여성의 학력이 자녀 수에 미치는 영향은 가임기간통제모형에서는 음(-)의 영향을 나타냈고 예상 자녀 수 모형에서는 유의성이 낮은 것으로 밝혀졌다. 그런데 허들모형의 분석결과를 보면 여성 학력은 자녀의 출생 여부에는 유의성이 낮거나 혹은 양(+)의 관계를 나타내지만 1명 이상의 자녀출산에 있어서는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 여성의 학력이 자녀 수에 미치는 영향은 1명 이상의 자녀의 추가적 출산에는 부정적으로 작용하지만 1명의 자녀출산에는 오히려 긍정적으로 작용할 수 있음을 의미한다.

18~39세 기혼여성의 경제활동참여는 예상 출산자녀 수에 부정

적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 경제활동참여와 출산율 간에 음(-)의 상관관계가 나타나고 있는 현실을 반영하는 것으로 경제활동참여로 인해 발생하는 출산이나 육아에 대한 부담을 어떻게 해소하느냐에 따라 여성의 경제활동참여율도 높이면서 출산율도 유지할 수 있는 패러다임으로의 전환이 가능하게 된다.

출산자녀 수에 대한 count 모형분석으로부터 알게 된 점은 기혼여성의 혼인연령 증가가 출산하는 자녀 수 자체를 감소시킨다는 점이다. 우리나라 여성의 혼인연령이 매우 빠른 속도로 높아지고 있고 이는 여성의 가임기를 단축시킴으로 인해 가임기간 동안 출산하는 총자녀 수에 대해서도 감소요인으로 작용한다. 따라서 혼인연령의 증가는 합계출산율만이 아니라 완결출산율도 감소시키게 된다.

그 외 미시적 분석으로부터 알 수 있는 자녀의 성별에 대한 가치관의 영향을 살펴보면 남아선호사상이 강한 가가와 시골읍면지역에 거주하는 가구의 자녀 수가 더 많은 것으로 나타났으며 부인의 형제자매 수도 모형에 따라 영향력은 달랐지만 자녀 수를 증가시키는 데 긍정적인 영향을 주는 것으로 보인다.

결혼 및 출산간격에 대한 survival analysis로부터는 임금구조 기본통계조사자료상의 학력별·연령별 남성급여를 가구의 남편소득으로, 여성의 학력별·연령별 임금을 기혼여성의 임금으로 가정하고 분석한 결과 남성의 급여는 출산자녀 수에 유의성이 없는 것으로 나타났고 여성의 임금은 첫째 아이의 출산과 둘째 아이의 출산 모두를 지연시키는 것으로 나타났다. 그 외 첫째 아이가 딸인 경우에는 둘째 아이를 출산하는 속도가 두드러지게 빨라지며 대도시에 거주할 경우 첫째아와 둘째아의 출산이 모두 지연되는 것을 확인하였다.

출산간격에 대한 모형은 Heckman and Walker(1999)의 기본모

형 외에 개인 간의 관측되지 않은 이질성을 통제하여 자녀를 쉽게 가질 수 있는 여성과 그렇지 않은 여성 간의 출산위험률의 차이와 출산중단확률을 추정하였다.

또한 출산중단에 대한 결정요인을 분석해본 결과 여성의 시간당 임금이 1,000원 증가하게 되면 결혼 후 자녀가 없는 부인의 경우 출산중단확률이 0.74% 증가하고, 자녀가 한 명 있는 부인의 경우 1.80% 증가한다는 결과를 도출하였다. 즉 여성임금의 상승은 출산간격을 지연시킬 뿐만 아니라 출산중단확률도 높여 합계출산율과 함께 완결출산율에도 부정적 결과를 초래한다는 것을 다시 한 번 확인하였다.

남성급여의 증가나 남편의 학력수준의 상승이 출산간격에 유의한 영향을 미치지 못한다는 것은 자녀 수 분석에 있어 18~39세 기혼여성이 속해 있는 가구에서 나타났던 특성과 유사하다. 이는 자녀 수와 자녀의 질적 수준에 대한 대체관계로 인해 발생하는 것으로 보인다.

출생코호트별로 생존함수를 추정한 결과, 최근 코호트로 올수록 위험함수가 아래로 이동하여 출산지연이 심해지고 있음을 확인하였다. 이는 최근 코호트의 혼인연령의 증가나 경제활동참여의 증가와도 연계되는 것으로 보인다. 최근 코호트의 출산간격 지연은 지속적인 합계출산율의 감소를 초래하며 결국은 가임기간 내의 출산자녀 수의 감소로도 이어질 수 있다.

자녀에 대한 성별가치관을 알 수 있는 변수로 첫째 아이가 딸인 경우의 후속출산간격과 출산중단확률을 살펴본 결과 첫째 아이가 아들인 경우에 출산지연보다는 출산중단확률이 높아진다는 것을 확인하였다. 이는 첫째 아이가 남아일 경우 둘째 아이 이상을 출산하기를 포기하는 확률이 높아지는 것을 의미한다. 가치관이나 출산력 수준, 자녀양육의 환경 등을 나타내는 변수인 부인이나 남

편의 형제자매수나 거주지 역시 출산간격에 영향을 주는 것으로 나타났다.

미시적 분석과는 별도로 거시임금자료를 이용하여 여성 연령대별 출산율과 남성의 소득 및 여성의 임금의 관계를 분석하였다. 우선 Becker의 신가계경제학 이론을 거시적으로 실증분석한 Butz and Ward(1979)에 따라 아내가 경제활동에 참여한 경우와 그렇지 않은 경우를 구분하여 이미 고용되어 있는 아내의 임금수준이 상승할 경우, 자녀양육의 기회비용의 상승으로 인해 출산율 하락이 발생한다고 보았다. 일하지 않는 여성의 경우에는 남편의 소득에 따라 의중임금(reservation wage)이 영향을 받게 되는데 임금 상승이 있더라도 일하지 않는 여성의 의중임금을 넘지 않으면 출산율에는 영향을 미치지 않는 것으로 가정하였다.

이와 같은 가설하에 거시임금자료와 여성의 연령대별 출산율을 이용하여 실증분석을 시도한 결과 시간당 여성임금의 출산율에 대한 음(-)의 탄력성은 젊은 연령대에서 높게 나타나고 남성소득에 대한 탄력성은 양(+)의 값인데 이는 나이가 많은 연령집단에서 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 Becker의 이론 중 소득이 증가할 경우 자녀 수가 증가하고 여성임금의 상승이 자녀 수를 감소시킨다는 결론을 도출한 것이다.

다음으로는 Easterlin의 상대소득가설에 따라 세대간 노동자 수와 상대적 임금수준의 차이가 출산율에 미치는 영향을 살펴본 결과 젊은 세대의 소득이 나이든 세대의 소득보다 상대적으로 크게 되면 자녀 수가 증가한다는 분석결과를 도출하였다. 이와 같은 결론은 절대소득의 변화 외에 상대소득의 변화가 세대간의 출산율 차이를 설명할 수 있다는 점을 시사하고 있다.

위의 미시적·거시적 분석으로부터 중요한 경제적 설명변수인 가구의 소득수준이나 남성의 급여, 여성의 학력 혹은 임금수준, 여

성의 경제활동참여와 출산율의 관계를 확인하였다. 자녀 수와 자녀의 질적 수준의 대체관계의 관점에서 볼 때 소득수준의 상승이나 남성급여의 상승은 연령이 높은 세대에서는 자녀 수의 증가로 이어졌으나 젊은 세대에서는 자녀 수의 증가보다는 자녀의 질적 수준 향상을 위한 투자의 증가로 이어지는 것으로 보인다.

여성의 학력수준의 향상이나 여성임금의 상승은 자녀양육의 기회비용으로 작용하여 출산율을 감소시키고 있으며 여성의 경제활동참여율의 증가도 현재 상태라면 출산율에 부정적인 영향을 줄 것으로 보인다.

위와 같은 분석결과는 결국 우리나라 출산장려정책의 방향성에 대한 몇 가지 시사점을 제공한다. 우선 보편적 아동수당처럼 가구의 소득을 보전해주는 정책은 출산율에 긍정적인 영향을 주기 어려울 것으로 보인다. 이미 OECD 국가들의 수십여년 간에 걸친 아동수당지급이 출산율의 증가에는 거의 효과가 없다는 분석결과가 보고되고 있으며 본 연구의 실증분석 결과에서도 남성소득이나 가구소득의 자녀 수에 대한 영향력은 젊은 세대일수록 감소하며 아예 효과가 없는 것으로 나타나기도 하였다. 이와 같은 결과는 2차연도 정부의 정책수단개발과 그 효과분석에서 보다 심도있게 다루어질 것이다.

두 번째로는 여성의 경제활동참여가 출산율에 부정적인 영향을 주고 있다는 점을 들 수 있다. 미시분석에서 40세 이상의 기혼여성의 경우에는 두 변수 간에 유의적인 관계를 찾기 어려웠지만 최근 코호트들에서는 이와 같은 경향이 나타나고 있다. 따라서 정부의 정책은 일하는 여성이나 일하고자 하는 기혼여성의 출산 및 육아부담을 어떻게 효율적으로 덜어줄 것인가에 집중되어야 한다. 이 또한 2차연도 후속과제에서 집중적으로 논의될 문제이다.

마지막으로 여성의 혼인연령의 상승은 출산율에 매우 부정적인

것으로 나타났다. 본 연구에서 사용한 2003년 전국 출산력자료에 미혼여성이 포함되어 있지 않아 결혼의사결정에 영향을 미치는 요인들을 확인하지 못한 점이 아쉽지만 결국은 여성들의 결혼의사에 영향을 미치고 결혼을 미루게 하는 요인들이 무엇인지를 찾는 것도 출산율 제고를 위해 매우 중요한 정책으로 보인다.

장기적 인적자본 형성을 위한 정책발굴의 1차연도 과제로 계획된 본 연구에서는 기혼여성의 출산결정에 미치는 변수 중 가구소득, 학력, 여성임금, 여성의 경제활동참여율, 혼인연령 등을 주요한 설명변수로 보고 이들의 영향력의 정도를 분석해보았고 상당히 유의미한 결과를 도출하였다.

그러나 본 연구는 여성의 결혼 및 출산의 동태적 과정을 생애주기에 따라 동학적으로 완벽하게 모형화하여 이루어진 것은 아니다. 출산간격에 대한 분석에 있어 일부 동학적인 요소를 고려하는 것은 했으나 완결출산자녀 수에 대한 분석은 정학적 분석이며 거시분석도 동태적인 분석기법을 이용하지는 않았다. 2차연도 과제에서 정부의 정책수단을 개발하고 이의 효과를 비교분석하기 위해서는 여성이 결혼에 이르는 과정과 그 이후 출산과정에 있어서의 동학적인 의사결정을 구조적 모형으로 구축하여 최적해를 구하는 방식이 필요하다. 따라서 본 연구로부터의 세부적인 실증결과는 2차연도 과제를 완성하는 데 있어서 기초적인 정보로 충실히 활용될 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 남재량·이인재, 『한국의 출산율 하락추세에 대한 연구』, 한국노동연구원, 2005.
- 은기수, 「결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계」, 『한국사회학』 제35집 6호, 한국사회학회, 2001.
- 이삼식 외, 『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 연구보고서 2005-30(2), 한국보건사회연구원, 2005.
- 전광희, 「출산력」, 김두섭·박상태·은기수 편, 『한국의 인구』 제3장, 통계청, 2002.
- 전광희, 「출산력 변화의 메카니즘」, 권태한·김태헌·김두섭·정광희·은기수, 『한국 출산력 변천의 이해』, 일신사, 1997.
- 저출산고령사회위원회 외, 『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 2005.
- 최경수, 「인구구조 고령화의 전망과 분석」, 최경수·문형표·신인석·한진희 편, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(1)』, 한국개발연구원, 2003. 12.
- 표학길, 「한국의 산업별·자산별 자본스톡추계(1963-2000)」, 『한국경제의 분석』 제9권 제1호, 2003. 4.
- 한국개발연구원, 『인구구조 고령화의 경제·사회적 파급효과와 대응과제』, 경제사회연구회 소관 연구기관 고령화 대비 협동연구시리즈 04-01, 2004.
- Barro, R. and Becker, G., "Fertility Choice in a model of economic growth," *Econometrica*, 82(6), 1974.

- Becker, Gary S., "An Economic Analysis of Fertility," in A. J. Coale, (ed.), *Demographic and Economic Changes in Developed Countries*, Princeton University Press, 1960.
- Becker, Gary S., *A Treatise on the Family*, Enlarged edition, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 1981.
- Becker, Murphy, and Tamura, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990.
- Bongaarts, John and Griffith Feeney, "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review* 24(2), 1998.
- Butz, W. and Ward, M., "The emergence of Countercyclical U.S. Fertility," *America Economic Review*, Vol. 69, No. 3, 1979.
- Cigno, A., "Children and Pensions," *Journal of Population Economics*, 5(3), 1992.
- d'Addio, Anna Cristina & Marco Mira d'Ercole, "Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies," OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 27, Sep. 2005.
- Doepke, M., "Accounting for fertility decline during the transition to growth," *Journal of Economic Growth* Vol. 9, No. 3, 2004.
- Easterlin, R., "Relative economic status and the American Fertility swing," in *Family Economic Behavior: Problems and Prospects* (eds.), Sheldon, 1973.

- Ermisch, J. "The relevance of the 'Easterlin Hypothesis' and the 'New home economics' to fertility movements in Great Britain," *Population Studies*, Vol. 33, 1979.
- _____, "Time costs, Aspirations and the effect of economic growth on German Fertility," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 43, 1980.
- Galor, Oded and Weil, David N., "The Gender Gap, Fertility, and Growth," *American Economic Review* Vol. 86, No. 3, June 1996.
- Cameron C. & P. Trivedi, *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press, 1998.
- Heckman, J. and B. Singer, "The Identification Problem in Econometric Models of Longitudinal Data," in W. Hildenbrand (ed). *Advances in Econometrics*, 1982.
- Heckman, J. and J. Walker, "Relationship between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data," *Econometrica* 58, 1990.
- Lancaster, Tony, *The Econometric Analysis of Transition Data*, 1990.
- McNown, R. and Rajbhandary, S., "Time series analysis and female labor market behavior," *Journal of Population Economics*, Vo. 16, 2003.
- McNown, R. and Ridao-Cano, C., "A time series model of fertility and female labor supply in U.K.," *Applied Economics*, Vol. 37, 2005.
- Melkersson M. & D-Do. Rooth, "Modeling Female Fertility

- using Inflated Count Data Models,” *Journal of Population Economics*, Vol. 13, 2000.
- Silva S. & F. Covas, “A Modified Hurdle Model for Completed Fertility,” *Journal of Population Economics*, Vol. 13, 2000.
- Sleebos, Joelle E., “Low Fertility in OECD Countries: Facts and Policy Responses,” OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 15, Oct. 2003.
- Sobotka, T, “Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing,” *Population and Development Review* 30, 2004.
- Wang Famoye, Modeling Household Fertility Decisions with Generalized Poisson Regression, *Journal of Population Economics*, Vol. 10, 1997.
- Willis, R., “A new approach to the economics of theory of fertility behavior,” *Journal of Population Economy*, Vol. 81, 1973.
- Winkelmann R, “A Count Data Model for Gamma Waiting Times,” *Statistical Papers* 37, 1996.
- Winkelmann R, “Duration Dependence and Dispersion in Count -Data Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, 1995.
- Winkelmann R, “Econometric Analysis of Count Data,” 2nd revision, Springer Verlag, Berlin Heidelberg, New York, 1997.
- Winklemann R & KF Zimmermann, “Count Data Models for Demographic Data,” *Mathematical Population Studies*

4:205~221, 1994.

Winklemann R & KF Zimmermann, *Recent Development in
Count Data*.

Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross
Section and Panel Data*, 2002.

〈부록 1〉 인구지표 및 용어해설

- 인구증가
 - 출생자 수와 사망자 수의 차이인 자연적 인구증가분과 전입자수와 전출자 수의 차이인 사회적 인구증가분을 합하여 계산된 지표이다.
- 인구성장률
 - 인구증가의 속도를 나타내는 지표로서 통상 연평균 인구성장률로 나타낸다.
- 인구밀도
 - 연앙추계인구를 총국토면적으로 나눈 수치로서 일정한 지역 내에 거주하는 인구의 과밀한 정도를 나타낸다. (통상 km²당 인구로 나타냄)
- 성 비
 - 인구의 성별 구조를 나타내는 지표로 여자 100명당 남자의 수를 나타낸다.
- 평균연령
 - 각 세별로 해당인구에다 (연령+0.5)을 곱하여 이를 누적한 후 총인구로 나누어 구한 연령
- 중위연령
 - 전체 인구를 연령의 크기 순으로 일렬로 세워 단순히 균등하게 2등분하는 연령

□ 부양비

- 총인구 중에서 생산가능연령층(15~64세) 인구에 대한 비생산연령층(0~14세, 65세 이상 인구의 합) 인구의 백분비로서 생산가능연령층 인구가 부양해야 하는 경제적 부담을 나타내는 지표이다.

$$\cdot \text{부양비} = \frac{(0\sim14\text{세 이상 인구 수} + 65\text{세 이상 인구 수})}{15\sim64\text{세 인구 수}} \times 100$$

□ 유년부양비·노년부양비

- 생산가능연령인구에 대한 유년층인구(0~14세)와 노령층인구(65세 이상)에 대한 백분비로 총부양비의 세분지표이다.

□ 노령화지수

- 유년층 인구에 대한 노령층 인구의 비율로 이 지수가 증가할 때 이러한 현상을 노령화라고 하며 인구의 연소화에 대한 상대적 개념이다.

$$\cdot \text{노령화지수} = \frac{65\text{세 이상 인구 수}}{0\sim14\text{세 인구 수}} \times 100$$

□ 기대여명

- 어떤 연령에서 생존하고 있는 자가 앞으로 생존할 것으로 기대되는 평균연수이다.

□ 평균수명

- 각 연령에서의 잔여수명 중 특히 0세(출생시)에서의 기대여명을 말한다.

□ 조출생률

- 특정인구집단의 출산수준을 나타내는 기본적인 지표로서 1년간의 총출생아 수를 당해연도의 총인구로 나눈 수치를 1,000분비로 나타낸 것이다.

$$\cdot \text{조출생률} = \frac{\text{특정 1년간의 총출생아 수}}{\text{당해연도의 연앙인구}} \times 100$$

□ 일반출산율

- 특정 1년간의 총출생아 수를 당해연도의 가임 여자인구(15~49세 여자인구)로 나눈 수치를 1,000분비로 나타낸 것인데 보통출산율이라고도 한다.

$$\cdot \text{일반출산율} = \frac{\text{특정 1년간의 총출생아 수}}{\text{당해연도의 15~49세 여자인구}} \times 100$$

□ 연령별 출산율

- 특정연도의 15~49세까지 모의 연령별 당해연도의 출생아 수를 당해연령의 여자인구로 나눈 비율을 1,000분비로 나타낸 것으로 출산력 수준을 파악하는 가장 대표적인 지표로서 인구추계 작업에 이용된다.

$$\cdot \text{연령별 출산율} = \frac{\text{여자의 연령별로 발생한 출생아 수}}{\text{당해연령별 여자인구}} \times 100$$

□ 합계출산율

- 합계출산율이란 한 여자가 평생동안 평균 몇 명의 자녀를 낳는가 하는 것을 나타내며, 특히 출산력 수준비교를 위해 대표적으로 활용되는 지표로서 일반적으로 연령별 출산율의 합으로 계산하며, 5세계급으로 계산된 연령별 출산율인 경우는 5를 곱하게 된다.

- 합계출산율 = 연령별 출산율의 합 = \sum 세계급 연령별 출산표 $\times 5$

□ 재생산율

- 인구의 재생산율이란 한 여인이 일생동안 여아를 몇 명 낳는가를 나타내는 것으로 총재생산율이라 하며, 여기서 여아의 생산율을 감안한 재생산율을 순재생산율이라 하는데, 이는 일생 동안 낳은 여아의 수 가운데 출산가능연령에 도달한 생존여아의 수만을 나타낸 것이다.
- 따라서 순재생산율이 1이면 대체출산력 수준이라고 말하며, 이 수준이 계속하여 일정기간이 지날 경우 인구의 증가나 감소가 이루어지지 않는 상태에 돌입하였다는 의미를 갖는다.
 - 총 재생산율 = 합계출산율 \times 여아출생구성비
 - 순 재생산율 = 총재생산율 \times 출생여아의 생산율

□ 모아비

- 모아비란 가임연령(15~49세)의 여자인구에 대한 0~4세의 유아인구비를 나타낸 것이다.

$$\cdot \text{모아비} = \frac{0\sim 4\text{세 인구}}{\text{가임기}(15\sim 49\text{세})\text{여자인구}} \times 100$$

□ 기혼부인당 평균출생아 수

- 기혼부인 1인당 평균출생아 수를 나타내는 것으로, 기혼부인 특성별(교육정도, 직업, 산업별 등)로 차이출산력을 분석하는데 주로 이용되는 지표이다.

$$\cdot \text{기혼부인당 평균출생아 수} = \frac{\text{총 출생자녀 수(사망자녀 수 포함)}}{\text{총 기혼부인 수}}$$

〈부록 2〉 출산율과 여성노동공급에 관한 시계열적 분석

우리가 고려하고 있는 변수들인 출산율, 여성의 노동시장참여율, 교육, (가구)소득 등은 남성과 여성 모두의 상호의존적인 결정에 의한 것으로 볼 수 있다. 또한 남성소득은 노동시장에서 남성과 여성노동의 대체성을 반영하여 여성임금, 여성의 노동시장참여 여부 등에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 주요한 설명변수들이 모두 내생적인 관계를 가지고 있어 전통적인 회귀분석의 방법론은 식별과 추정에 있어 문제를 야기한다.

또한 출산율과 노동시장 변수 모두 비정상적(non-stationary)인 시계열 변수여서 보통의 회귀분석은 가성회귀(spurious regression)의 가능성도 가진다. 이에 대해 McNown and Ridao-Cano (2005)는 출산율과 노동시장 변수들에 대해 단위근 검증과 공적분 검증 등의 시계열적 분석을 통해 내생성과 비정상성 모두를 극복할 수 있다고 주장하였다.

우리는 ADF 단위근 검정을 통해 상대소득¹을 제외한 모든 변수가 수준변수에서는 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각할 수 없었으며, 1계 차분변수에는 기각하여 I(1)변수임을 보였다(<부표 1> ADF 단위근 검정 결과 참조). 따라서 모든 변수들이 단위근을 갖는 경우 공적분 검증을 통해 변수들 간의 공적분 관계를 확인한 후 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 장기적 균형관계와 단기동학을 살펴보는 것이 필요하다.

<부표 1> ADF 단위근 검정 결과

	수준변수		1계 차분 변수		관정
	통계량	p-value	통계량	p-value	
20~24세 그룹					
연령대별 출산율	2.2375	1.0000	-3.4359	0.0013	I(1)
경제활동참여율	-1.6884	0.4263	-4.9754	0.0000	I(1)
여성고용률	-2.3197	0.1728	-4.8630	0.0000	I(1)
시간당 여성임금	-1.6107	0.7638	4.1974	1.0000	I(1)
시간당 남성임금	-1.8380	0.6600	-4.1724	0.0002	I(1)
남성 연간 근로소득	-2.1731	0.4859	-3.8351	0.0004	I(1)
상대소득1	2.0266	0.9997	-1.2451	0.1904	I(2)
상대소득2	-2.4909	0.1279	-11.1599	0.0000	I(1)
25~34세 그룹					
연령대별 출산율	-1.2986	0.6159	-4.2701	0.0001	I(1)
경제활동참여율	-1.0153	0.7342	-6.3485	0.0000	I(1)
여성고용률	-1.7484	0.3974	-5.022	0.0000	I(1)
시간당 여성임금	-2.4054	0.3693	-1.7380	0.0779	I(1)
시간당 남성임금	-2.3163	0.4126	-3.8037	0.0005	I(1)
남성 연간 근로소득	-2.6461	0.2644	-3.8791	0.0004	I(1)
상대소득1	0.5363	0.9850	0.0992	0.7061	I(2)
상대소득2	-1.8815	0.3359	-8.6284	0.0000	I(1)
20~39세 그룹					
연령대별 출산율	-0.8485	0.7898	-4.7698	0.0000	I(1)
경제활동참여율	-1.6144	0.4627	-5.9099	0.0000	I(1)
여성고용률	-2.2291	0.2009	-5.0620	0.0000	I(1)
시간당 여성임금	-1.7942	0.6814	-3.1802	0.0026	I(1)
시간당 남성임금	-2.2434	0.4495	-3.7003	0.0006	I(1)
남성 연간 근로소득	-2.5838	0.2896	-3.7496	0.0005	I(1)
상대소득1	-0.3347	0.9074	-0.4409	0.5144	I(2)
상대소득2	-0.9086	0.7710	-9.1072	0.0000	I(1)

주: 1. 모든 변수는 자연대수 로그변환 값을 사용하였음.
 2. 연령대별 출산율, 경제활동참여율, 고용률, 상대소득1, 상대소득2는 외생변수로 상수항만 포함하였으며 나머지 변수들은 시간추세도 동시에 고려하였음.

<부표 2> 출산율과 노동시장 변수 사이의 Johansen 공적분 검정을 통해 우리는 전체 연령에 걸쳐 출산율과 여성노동공급 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계가 하나 존재함을 보였다.

<부표 3> 최우추정법에 의한 장기균형관계와 조정계수 추정을 통해서 출산율에 대한 장기균형식에서 여성노동공급, 시간당 여성임금, 그리고 남성소득 등의 계수의 부호가 대체로 예상했던 대로 나왔음을 확인할 수 있었다. 다만, 25~34세와 20~39세의 연령대에서 시간당 여성임금의 통계적 유의성이 떨어지는 것이 앞서의 구조적 모형의 추정결과와 다른 점이라고 할 수 있다. 또한 이를 바탕으로 각 변수들 간의 인과성을 Granger-인과성 검정을 통해 살펴보았다.

Granger-인과성 검정 결과 20~24세 그룹의 경우 출산율은 남성의 연간소득에 유의하게 영향을 받음을 알 수 있다. 25~34세 그룹 및 20~39세 그룹의 경우 출산율은 시간당 여성임금, 남성의 연간소득 등에 유의하게 영향을 받고 있음을 보여 주었다.

<부표 2> 출산율과 노동시장 변수사이의 Johansen 공적분 검정

20-24세 연령 그룹에 대한 모델				
$H_0 : r=$	λ_{max}	5% 임계치	Trace	5% 임계치
0	32.5365**	32.1183	69.3522**	63.8761
1	19.4848	25.8232	36.8157	42.9153
2	12.2495	19.3870	17.3309	25.8721
3	5.0814	12.5180	5.0814	12.5180
25-34세 연령 그룹에 대한 모델				
$H_0 : r=$	λ_{max}	5% 임계치	Trace	5% 임계치
0	35.5976**	32.1183	70.9103**	63.8761
1	17.2412	25.8232	35.3128	42.9153
2	13.6462	19.3870	18.0715	25.8721
3	4.4253	12.5180	4.4253	12.5180
20-39세 연령 그룹에 대한 모델				
$H_0 : r=$	λ_{max}	5% 임계치	Trace	5% 임계치
0	33.0773**	32.1183	73.3185**	63.8761
1	20.4788*	25.8232	40.2411	42.9153
2	13.6073	19.3870	19.7623	25.8721
3	6.1550	12.5180	6.1550	12.5180

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

<부표 3> 최우추정법에 의한 장기균형관계와 조정계수 추정

	출산율	여성노동 공급	시간당 여성임금	남성소득
20~24세 연령그룹에 대한 모델				
장기균형관계	1.0000	56.6134** (25.0502)	32.9766*** (6.6879)	-47.1666*** (7.5896)
조정계수	0.0060 (0.0089)	-0.0009 (0.0017)	0.0095 (0.0071)	0.0227*** (0.0058)
25~34세 연령그룹에 대한 모델				
장기균형관계	1.0000	9.7238*** (1.8941)	0.5936 (0.5212)	-2.6496*** (0.4364)
조정계수	-0.4489*** (0.1108)	-0.0034 (0.0168)	-0.0239 (0.1221)	0.1528 (0.1333)
20~39세 연령그룹에 대한 모델				
장기균형관계	1.0000	7.7887*** (1.6898)	0.4766 (0.3035)	-1.8885*** (0.3384)
조정계수	-0.4435*** (0.1222)	-0.0226 (0.0223)	-0.0443 (0.1471)	0.1527 (0.1408)

주: 1. ()은 표준오차

2. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

<부표 4> 그랜저 인과성 검정

	가설	F-통계량	p-값
20~24세 연령 그룹	출산율이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	여성고용률	2.33197	0.11964
	시간당 여성임금	3.10176*	0.06418
	남성의 연간소득	6.01362**	0.00793
	여성 고용률이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.70571	0.50414
	시간당 여성임금	1.30531	0.29043
	남성의 연간소득	0.63014	0.54146
	시간당 여성임금이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.01297	0.98712
	여성고용률	1.97543	0.16154
	남성의 연간소득	7.35406**	0.0034
	남성의 연간소득이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.07183	0.9309
여성고용률	2.17888	0.13597	
시간당 여성임금	1.12675	0.34133	

<부표 4>의 계속

	가설	F-통계량	p-값
25~34세 연령 그룹	출산율이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	여성고용률	0.57155	0.57247
	시간당 여성임금	2.72851*	0.08644
	남성의 연간소득	3.83035**	0.03666
	여성 고용률이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.22336	0.80154
	시간당 여성임금	1.13006	0.3403
	남성의 연간소득	0.37961	0.68333
	시간당 여성임금이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.74409	0.48626
	여성고용률	4.23428**	0.02718
	남성의 연간소득	5.74196***	0.00949
	남성의 연간소득이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.9319	0.40817
	여성고용률	4.33295**	0.0253
시간당 여성임금	1.36611	0.27503	
20~39세 연령 그룹	출산율이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	여성고용률	1.01952	0.3765
	시간당 여성임금	5.27199**	0.01304
	남성의 연간소득	7.10073***	0.00397
	여성 고용률이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.26296	0.77106
	시간당 여성임금	1.04775	0.36687
	남성의 연간소득	0.18964	0.82854
	시간당 여성임금이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.28969	0.75119
	여성고용률	2.38938	0.11407
	남성의 연간소득	7.59007***	0.00294
	남성의 연간 소득이 다음에 영향을 받지 않는다.		
	출산율	0.38077	0.68756
	여성고용률	2.79685*	0.0818
시간당 여성임금	1.12827	0.34086	

장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석

김현숙 · 류덕현 · 민희철

본 연구는 장기적 인적자본의 형성을 위한 정책과제의 1차연도 과제로 출산율을 결정하는 경제학적 요인에 대해 분석한다. 분석의 초점은 가구의 소득수준이나 남성의 소득, 여성의 학력, 여성의 경제활동참여율의 증가, 여성임금의 증가, 여성의 혼인연령의 변화에 맞추어진다. 이미 가치관이나 사회적 요인들이 출산율에 미친 영향은 다른 선행연구에서 충분한 관심을 받은 것과 달리 경제적 요인의 영향에 대해서는 자료의 부재 문제나 경제학적 관심도의 부족으로 인해 분석이 미비하였던 것이 현실이다. 따라서 본 연구는 기존의 연구가 수행하지 못했던, 하지만 매우 중요한 분석의제들을 설정하고 자료를 사용한 엄밀한 방법론으로 분석하고 있다.

제 II장은 우리나라 및 OECD 국가들의 출산율 현황을 분석하고 출산율에 영향을 주는 일반적인 요인들을 설명하고 있다. 우리나라 합계출산율을 1960년에는 6.0명으로 매우 높은 수준이었으나 최근 들어서 급속히 저하하여 2005년에는 1.08명으로 세계 최저수준을 보고 있다. 출산율 현황 통계 및 OECD 국가의 경험은 우리나라에서 나타난 급격한 출산율 저하가 정부의 강력한 가족계획사업 및 인구정책, 보건의료 수준 발달, 소자녀 선호의 가치관의 변

화 외에도 여성의 노동시장 참여 확대와 육아 및 교육비용의 상승에 원인이 있음을 시사하고 있다.

제 IV장에서는 출산력 자료와 여러 사회경제적 자료들을 사용하여 미시적인 수준에서 출산율 결정에 관한 실증분석을 수행하였다. 우선 출산과 결혼간격에 대한 생존분석(survival analysis)를 통해서 여성임금의 상승이 통계적으로 유의미하게 첫 출산과 두번째 출산 모두를 지연시키며 동시에 출산중단의 가능성도 높이는 것을 보였으나, 반면 남성의 소득이 출산간격에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 다음으로 자녀 수를 결정하는 count 모형을 통해서 가구소득, 기혼여성의 임금과 학력, 그리고 기혼여성의 경제활동참여가 각각 자녀 수에 미치는 영향을 살펴보았다. 우선 가구소득은 출산자녀 수를 유의하게 증가시키며, 기혼여성의 학력수준은 40세 이상의 표본을 대상으로 한 분석에서 자녀 수에 매우 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로 경제활동참여가 40세 이상의 가입기가 거의 끝난 여성에 대해서는 자녀 수에 큰 영향을 주지 않으나, 40대 미만의 젊은 세대들은 유의미하게 출산자녀 수를 줄이는 것으로 나타났다.

제 V장은 거시분석으로 거시집계자료를 이용하여 연령별 출산율과 남성 및 여성의 소득, 임금과의 관계를 제시한다. 출산율 결정을 설명하는 여러 가설들 중 신가계경제학의 이론적 가설을 실증분석의 모형을 채택하였다. 분석 결과 여성의 노동시장임금의 상승효과가 젊은 연령층의 출산율에 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타났고, 남성소득은 젊은 연령층보다 나이가 많은 층에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 또한 상대소득가설의 검증을 통해 세대간 상대소득의 차이가 출산율에 미치는 효과는 연령대가 젊은 계층에 더 크다는 것을 파악할 수 있었다.

마지막 두 장에서는 미시적 분석과 거시적 분석의 결과를 연계·

종합하고 향후 정책수단 개발에 있어서의 시사점을 찾는다. 주요하게 고려하고 있는 논점들로는 우선 출산율의 양적인 감소는 기술진보와 생산성 향상과 같은 질적인 변화를 수반하지 않는 이상 잠재성장률에 부정적인 영향을 줄 것이라는 점이다. 또한 여성의 노동시장참여율과 출산율 간의 양(+)의 관계를 도출하기 위해 필요한 정책적 배려가 무엇이어서 되는지에 대한 문제제기를 하였다. 결국 저출산 문제를 해결하기 위한 정부의 정책적 수단은 여성의 경제활동참여를 장려하면서 그와 동시에 자녀의 출산·양육을 양립할 수 있는 노동시장 환경을 조성하는 것이라고 볼 수 있다. 이를 위해 가능한 정책수단과 정책수단별 효과에 대한 구체적 분석은 2차연도 과제로 남긴다.

<Abstract>

Fiscal Policies for the Accumulation of Human Capital in Korea: An Economic Analysis on Fertility

Kim, Hyunsook, Ryu, Deockhyun and Min, Heechul

This report, which is the first volume of the two-year research project on the accumulation of human capital, analyzes the economic factors driving a sharp decrease in the fertility rate, including household income or male income, female education, female participation in the labor market, female wage, marriage age, etc. Previous studies on fertility in Korea did not pay enough attention to economic variables, mainly due to lack of appropriate data and also because previous works on fertility in Korea were produced largely in the other social science disciplines than economics. Adopting rigorous empirical models and focusing on economic reasons for women to have less children recently, we believe this study makes its own contribution to the fertility literature in Korea, distinct from previous studies.

Chapter II reports a recent trend of fertility in Korea and OECD members and discuss underlying causes. The total fertility rate of Korea, which was as high as 6.0 in year

1960, recently dropped sharply to the world lowest 1.08 in year 2005. Statistics and the experience of OECD countries seem to suggest that the drop in the fertility rate results from various factors such as the government policy to curb population growth which lasted too long till the mid 1990s, advances in health care, growing preference for a small number of children, but most importantly from female participation in the labor market and rising cost of child care and education.

In Chapter IV, we present an empirical analysis of fertility on a micro-economic level using a household survey data (Survey on the National Fertility, Family Health and Welfare). First, in order to identify factors affecting birth spacing, we use a survival analysis method and find that increase in female wage significantly delays both first and second birth, and raises the probability of women to stop giving birth. The effect of male income, on the other hand, does not come out statistically significant in most specifications that we consider. The next set of results is based on a count model where we test the impact on the number of children of household income, women's wage and education, and women's job market participation. We find that household income significantly increases the number of children, and also have shown that the education level of a woman over 40 years old has a negative effect on the number of children. In addition, the empirical model suggests that a woman having a job tend to have fewer children for

a group 40 years old and over, while more children for below 40 years old.

Chapter V includes a macro-economic analysis on the relationship among the aggregate data on fertility rate, male/female income, and male/female wage. We empirically test the hypothesis of new home economics and find that the effect of female wage is stronger for younger cohorts and the effect of male income is more apparent for older cohorts. In an additional test of the relative income hypothesis, the relative income gap between old and new generations is found to have a larger effect on fertility for younger cohorts.

The last two chapters provides an overall summary of the micro-analysis and the macro-analysis and discuss policy implications. We suggest that the decline of fertility, if not followed by technological advance or productivity growth, would harm the growth of potential GDP in the long run. It is also argued that the policy toward the lower fertility in Korea should encourage women participation in the labor market so that women can balance work and family without much difficulty. We have not provided in this report a detailed analysis on specific policy tools, which we plan to do in the second year project.

<著者略歴>

김현숙

서울대학교 경제학과 졸업

미국 University of Illinois at Urbana-Champaign 경제학 박사

현, 한국조세연구원 전문연구위원

류덕현

서울대학교 경제학과 졸업

미국 Rice University 경제학 박사

현, 한국조세연구원 전문연구위원

민희철

서울대학교 경제학과 졸업

미국 Columbia University 경제학 박사

현, 한국조세연구원 전문연구위원

研究報告書 06-03

장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책:
출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석

2006년 12월 22일 인쇄
2006년 12월 29일 발행

저 자
발행인 최용선
발행처 한국조세연구원

☎138-7774 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화: 2186-2114(대), www.kipf.re.kr
등록 1993년 7월 15일 제21-466호
조판및 일지사
인쇄

© 한국조세연구원 2006

ISBN 89-8191-335-8

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 9,000원