출산율 제고와 성장잠재력 확충을 위한 조세·재정정책: 장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책

2007. 12.

우석진 · 민희철

한국조세연구원

서 언

지난 10여 년간 우리나라는 유례가 없을 정도로 급격한 출산율의 하락을 경험하고 있다. 출산율의 하락은 경제성장의 동력인 인적자본 형성을 저해하고 급속한 고령화와 함께 생산가능 인구 비중을 축소시켜 결국에는 경세성장을 위축시키게 된다. 현재 한국 정부는 저출산 및 고령화 사회의 문제점을 심각하게 인식하고 이에 대한 정책적 대응 마련에 고심하고 있다. 그 고민의 산물로서 2007년 현재 7개 부처에서 40여개의 출산율 제고를 위한 정책을 시행하고 있다.

본 보고서는 장기적 인적자본 형성을 위한 정책과제의 2차연도 보고서로 우리나라의 출산율 제고를 위한 조세·재정정책이 한국 여성의 출산 결정에 미치는 효과에 대한 분석을 담고 있다. 이와 같은 분석은 2006년도에 본원에서 발간하였던 동 제목의 1차연도 보고서의 분석결과로부터 가능하였다. 1차연도 연구를 통하여 한국 여성의 출산율과 경제변수들 간의 상관관계를 이해할 수 있었고, 이를 바탕으로 2차연도 연구에서 한국 여성의 출산 결정을 설명할 수 있는 동적 구조모형을 발전시키는 것이 가능하였다.

본 보고서의 연구자들은 미시적 수준에서 개인의 출산, 노동공급, 결혼의 의사결정 모형을 동적 환경에서 구축하고, 이를 한국노동패널을 이용하여 추정하였다. 추정된 모형을 이용하여, 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼, 더 나아가서 인적자본 축적의 결정이 출산율 제고정책에 의해서 어떤 영향을 받는지 연구하였다. 본 연구는 기존 연구처럼 정성적인 분석에만 그치지 않고 정량적인 분석으로 확대하여 정책의 효과를 계량화하였다는 점에서 매우 의의가 큰 보고서라 하겠다.

한 가구의 출산 결정은 그 자체로서도 매우 복잡할 뿐만 아니

라, 결혼, 노동공급 등과 얽혀 있어 출산을 결정하는 요인이 과연 무엇인지 정확하게 도출해내는 것은 매우 어려운 작업이다. 여기에 정부 정책이 미치는 효과까지 고려하는 것은 힘든 작업임에 분명하다. 이러한 어려움에도 불구하고 정책적 수단 발굴이 시급한 과제에 대해 집중적인 연구를 수행한 저자들의 노고에 격려를 보낸다.

본 보고서는 본원의 민희철 박사와 우석진 박사가 공동으로 집필하였다. 저자들은 미시분석을 위해 필요한 연구자료와 모형을 발전시키기 위해 상당한 노력을 기울였다. 더불어 방대한 문헌조사를 통해 기존의 연구방법론을 분석하고 적절한 계량기법을 발굴하여 우리나라 여성의 출산 결정과 출산율 제고정책의 인과관계에 대한 유의미한 결과를 도출하였다.

저자들은 연구 과정에서 많은 격려를 보내준 본원의 연구위원들에게 감사하며 특히 연구 초기에 공동으로 연구를 수행하면서 많은 아이디어와 자료를 공유해 준 숭실대학교의 김현숙 교수와 중앙대학교 류덕현 교수에게 고마움을 밝히고 있다. 또한 보고서의 토론과정에서 좋은 제안을 해준 참여자들과 보고서 심사 과정에서 보고서를 끝까지 읽고 유용한 의견을 제시해준 익명의 평가자들에게도 감사하고 있다. 마지막으로 연구보고서의 정리 및 편집을 도와준 이현영 주임연구행정원과 정은영 연구행정원에게도 감사를 표하고 있다.

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

2007년 12월

한국조세연구원

원장 **황 성 현**

요약 및 정책적 시사점

본 연구는 장기적 인적자본의 형성을 위한 정책과제의 2차연도 과제이다. 1차연도 과제에서는 한국 여성의 출산율을 결정하는 경제적 요인에 대해 세밀하게 분석하였다. 분석은 소득수준, 배우자의 소득, 여성의 학력, 여성의 경제활동 참여율의 변화, 여성임금의 증가, 여성의 혼인연령의 변화에 초점을 맞추어 분석되었다. 가치관의 변화나 사회·문화적 요인들이 출산율에 미친 영향은 기존의 연구에서 충분한 관심과 조명을 받았으나, 상대적으로 자료의 부재 혹은 한국 경제학자들의 관심 부족으로 인해 경제적 요인에 대한 분석이 미진하였던 부분을 메우려는 시도였다. 1차연도 연구를 통하여 배우자의 소득과 여성의 임금이 여성의 출산 결정과 출산 간격 결정에 중요한 결정 요인이라는 것을 파악하였고, 출산율 제고와 여성의 추가적인 노동공급 없이는 경제의 잠재성장력이 크게 감소할 수 있음을 보였다.

2차연도 연구과제는 1차연도 연구과제에서 도출된 경제적 요인과 여성의 출산 결정과의 상관관계를 근간으로 하여, 성장잠재력 확충을 위한 출산율 제고정책의 효과를 분석하는 것을 목적으로 하였다. 좀 더 구체적으로는 출산율 제고정책이 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼의 결정에 미치는 효과를 분석하였다.

먼저, 한국 여성의 일련의 출산, 노동공급, 결혼 패턴을 설

명할 수 있는 동적 구조모형(dynamic structural model)을 발전시킨 후, 1998년부터 2004년까지의 한국노동패널(KLIPS)를 이용하여 모형의 구조모수를 추정하였다. 추정된 구조모수를 이용하여, 정부가 출산율 제고정책을 통해서 여성의 예산제약을 변화시켰을 경우, 여성의 출산, 노동공급, 결혼의 결정이 단기 및 장기에 어떤 영향을 받는지를 반사실적 실험(counterfactual experiments)을 통해서 추정하였다.

실험 결과, 무급 혹은 유급휴직이 출산에 미치는 효과는 다른 정책에 비해 크지 않고 오히려 노동공급을 저해하는 부작용이 있었다. 보육비를 지원하는 정책은 출산과 노동공급을 동시에 촉진한다는 장점이 있으나 소요되는 예상 재정에 비해서 그 효과가 그리 크지 않은 것을 단점으로 지적할 수 있다. 이전지출이 미치는 효과는 그 지원 액수가 큰만큼 다른 정책들보다 효과의 크기가 큰 편이다. 하지만 자녀가 있는 모든 가구에 지원했을 때에는 노동공급을 장기적으로 저해한다는 단점이 있다. 지원을 취업모에게만 한정한다면, 출산에 미치는 효과는 60~80% 감소하기는 하지만 장기적으로는 노동공급과 인적자본 축적을 제고하여 재정의 부담을 덜어줄 수 있다는 장점이 있다. 하지만, 이러한 제한적인 정책은 형평성의 문제를 야기할 수 있다는 점에서 정치적으로 민감하다는 한계점이 있다.

현재의 제도를 개선하는 출산율 제고정책의 효과를 살펴본 결과, 차등보육료를 크게 확대하는 제도와 기존의 차등보육료 제도를 유지하고 시설 미이용 아동에게 아동수당을 도입하는 형태의 제도 중 출산과 특히 기혼여성 노동공급에 대해 차등보육료를 크게 확대하는 제도가 더 영향을 준다는 시사점을

도출하였다.

좀 더 구체적으로 본 보고서를 살펴보면, 먼저 제Ⅱ장에서는 저출산으로 인한 경제적 영향과 출산장려정책의 이론적 기초를 살펴보았다. 출산율의 감소는 근로인구의 감소를 초래하여 1인당 소득의 성장을 낮추는 효과를 가져올 수 있다. 그리고 고령층 인구 대비 근로인구의 비중을 감소시켜서 연금제도 운영의 문제점 및 사회보장 지출 증가로 인한 재정의 부담을 초래할 수 있으며, 또한 저축률의 감소로 경제의 투자규모와 자본축적을 저해하여 장기적인 경제성장에 영향을 줄 수 있다. 다음으로는 출산장려정책이 도입된 이론적 배경을 살펴보았는데, 1960년대 신가계경제학(New Home Economics)으로 불리는 연구에 따라 자녀의 출산을 부모의 합리적인 선택으로 간주되고, 출산 및 양육에 소요되는 비용, 그리고 가구소득 등이 출산행위에 영향을 줄 수 있다는 점에 주목하게 되었으며, 이에 따른 후속 연구들이 이후 정책과 출산 간의 관계에 대한 가설의 핵심적인 기초를 제공하였다.

제Ⅲ장에서는 OECD국가들의 출산장려정책을 항목별로 살펴보고, 그 효과에 대한 실증분석 결과를 정리하였다. OECD국가에서 수행하고 있는 출산장려정책은 조세 및 지원금, 보육서비스 제공, 양육 휴가의 세 가지로 구분해 볼 수 있는데, 지원의 범위 및 규모는 국가별로 매우 상이한 것으로 나타났다. 출산장려정책의 효과에 대한 연구는 Gauthier(2007), Sleebos(2003) 등 최근의 서베이 연구를 중심으로 살펴보았는데, 대다수의 연구에서 출산장려정책이 출산율에 영향을 미치는 것으로 나타났으나 그 효과의 크기가 작은 경우도 있었으며, 연구에 따라서 출산율 증가의 유의미한 효과를 발견하

지 못한 경우도 있었다. 따라서 출산장려정책 효과에 대한 결론을 일반화하는 데 주의가 필요함을 알 수 있었다.

제Ⅳ장에서는 여성의 출산 결정을 동학 구조모형(dynamic structural model)을 이용하여 분석한 기존의 연구 문헌들을 정리하였다. 동학구조모형은 정학모형과 비교해 볼 때, 시간 프로파일(time profile)을 명시적으로 고려함으로써 출산 결정에 수반되는 동학적 함의(dynamic implications)를 분석 가능하게 해준다. 여성의 출산 결정과 관련된 다양한 문헌들 중에서 본 보고서에서 발전시킨 모형과 관계 있는 주요 논문 세 편을 정리하였다.

먼저 Wolpin(1984)는 출산 결정을 동적 구조모형을 이용하여 본격적으로 분석한 첫 번째 연구라고 볼 수 있다. 188개의 말레이시아의 샘플을 이용하여, 구조모형을 추정하고 이를 이용하여 가구의 사회·경제적 특성이 출산에 미치는 영향을 추정 및 분석하였는데 몇 가지 흥미로운 사실을 발견하였다. 첫째, 자녀 수가 주는 한계효용은 자녀 수에 대해서는 증가하지만 그 정도는 감소하는 경향이 있다. 둘째, 소비와 자녀 수는 조대체제(gross substitutes)관계에 있다. 셋째, 교육수준이 높을수록 아이의 한계효용은 낮은 경향이 있다. 넷째, 남편의 소득은 자녀 수에 양(+)의 효과를 미친다. 마지막으로, 소득이 증가하는 가정의 경우 출산을 늦추는 경향이 있음을 발견했고 이는 Heckman과 Willis(1976)의 결과와 유사하다. 이러한 발견들을 경제학적 용어로 정리해 보면, 출산 결정은 다소 작은 양(+)의 소득효과와 큰 음(-)의 교육효과가 있다. 자녀 사망 시 추가적인 출산 결정과 관련해서는 다소 작은 대체(replacement)효과가 있다고 볼 수 있다.

Wolpin의 연구가 선택변수를 출산에 대한 통제를 직접 통제변수(control variables)로 모형화하였다면, Hotz와 Miller (1989, 1993)은 출산을 위한 노력을 통제변수로 함으로써 출산 과정에서의 불확실성을 모형에 포함시켰다는 데에 그 공헌이 있다. 더 나아가서 기존의 선행연구에서는 자녀 수만 효용함수에 포함시켰지만, Hotz와 Miller의 일련의 연구는 자녀의 연령구조도 모형에 포함시켜 이후의 출산 결정에 영향을 주도록 함으로써 문헌을 한층 발전시켰다.

Francesconi(2002)의 연구는 원래는 출산으로 인한 경력 단절이 노동시장 참여 결정에 미치는 영향을 분석하고 있어 출산보다는 노동공급의 측면이 자세히 분석되어 있다. 하지만, 노동공급과 출산을 동시에 동적 상황하에서 모형화함으로써 출산과 노동공급 결정의 상호작용을 좀 더 자세하게 분석하고 있다는 점에서 본 연구에서 발전시킨 모형의 근간을 제공하고 있다. 분석 결과 몇 가지 흥미로운 발견을 하였다. 첫째, 여성이 전일제 부문에 노동공급을 하는 이유는 경력 및 학력으로 대표되는 인적자본의 효과가 크기 때문이다. 반면 시간제 부문에서는 그러한 효과가 상대적으로 작기 때문에 시간제 부문에 대한 노동공급의 지속성이 떨어진다. 둘째, 전일제 부문과 시간제 부문의 인적자본은 서로 대체성이 낮다. 셋째, 소득이 높을수록 자녀에 대한 한계효용이 낮다. Francesconi(2002)의 연구의 큰 약점은 기혼자나 결혼경력(ever married)이 있는 여성들만 분석대상에 포함시킴으로써 결혼에 대한 결정을 고려하지 못했다는 점이다. 그 결과 결혼을 한 여성이 자녀에 대한 선호가 더 높을 수 있다는 표본선택(sample selection)의 문제를 고려하지 못하였다.

제Ⅴ장은 기존문헌과 1차연도 과제의 연구결과를 기반으로 하여 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼 패턴을 설명해줄 수 있는 동적 구조모형을 발전시켰다. 가임기의 여성이 생애주기 효용함수(life-time utility)를 극대화하기 위해서 일련의 결혼, 노동공급, 출산 결정을 한다. 기존문헌에 비해 한 걸음 더 나아간 점은, 모형 내에 결혼 결정을 명시적으로 고려하고 실증분석에서도 미혼여성을 샘플에 포함시킴으로써 기존문헌이 가지고 있던 표본선택의 문제를 최소화시켰다는 점이다. 더 나아가서 정부의 출산율 제고정책 수단, 예를 들면 자녀 보육비 지원, 이전지출 등을 예산제약식에 명시적으로 포함시켜서 정부의 정책 실험이 유의미하게 반영될 수 있도록 하였다.

제Ⅵ장에서는 제Ⅴ장에서 발전시킨 모형의 구조모수(structural parameters)를 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 이용하여 추정하였다. 2단계 추정법을 사용하여, 먼저 1단계에서는 여성과 배우자의 임금 및 소득 방정식을 추정하였다. 추정된 임금 및 소득 방정식을 이용하여 2단계에서는 여성의 효용함수의 모수들을 추정하였다. 분석의 편의를 위해 모형에서 했던 가정들 때문에 고정비용들이 과대추정되었기는 하지만, 대체로 추정된 모수들은 통상 기대되는 부호와 크기를 가졌다.

제Ⅶ장에서는 제Ⅵ장에서 추정된 구조모수를 이용하여 다양한 정책 실험(policy experiments)을 실시하였다. 크게 보면, 네 가지의 중요한 정책 실험을 통해 한국 여성의 출산, 노동공급 및 결혼의 결정이 어떻게 변화하고 궁극적으로는 인적자본 축적에 어떤 영향을 주는지를 살펴보았다. 첫째, 학력의 차이가 가져오는 효과를 살펴봄으로써 여성노동자들 간의 학

력 차이가 장기적으로 여성 출산과 노동시장, 결혼에 미치는 효과를 계량화하였다. 고졸 여성은 중졸 여성보다 2.19%, 대졸 여성은 5.46% 완결출산율이 높다. 노동시장 참가에 미치는 효과를 보면 학력에 따른 차이는 장기적이고 지속적이었다. 결혼에 미치는 효과를 보면 단기적으로는 저학력자가 좀 더 일찍 결혼하는 경향이 있기는 하지만 장기적으로 차이는 감소하여 학력이 결혼에 미치는 효과는 많이 감소하였다.

두 번째 실험에서는 결혼 연령의 지연이 미치는 효과를 살펴보았다. 결혼이 1년 지연되면 기존 출산패턴과 비교하여 약 6%의 출산 자녀 수의 감소가 예상된다. 노동시장 참가율은 단기적으로는 상승하지만 이후의 급격한 결혼의 증가로 장기적으로 하락하는 경향이 있다. 인적자본의 축적 속도는 결혼 지연으로 인한 초기의 차이가 큰 폭으로 확대되는 것은 아니었다.

세 번째 실험에서는 취업모에 대해 보육비를 지원하는 정책의 효과를 살펴보았다. 보육비 지원정책이 출산에 미치는 효과는 약 2% 정도이고 결혼은 약 0.04% 증가시키는 효과를 가져 상대적으로 효과는 작다. 오히려 효과를 미치는 지점은 노동공급과 인적자본의 축적이었다. 노동공급은 3% 증가시키고 인적자본은 0.18년을 증가시키는 효과가 있다.

네 번째 실험은 이전지출에 관한 것이다. 이전지출은 현금지원이기 때문에 노동공급에 있어서 소득효과가 있어 노동공급 감소를 가져올 우려가 있다. 모든 자녀가 있는 가구에 현금지원을 할 경우 출산을 증가시키기는 하지만 그 효과는 그리 크지 않은 반면에 여성의 노동공급을 심각하게 저해할 수 있다. 하지만, 지원을 취업모에게 한정하는 경우 여성의 출산에 미치는 효과는 60~70% 정도 감소하기는 하지만 여성의

노동공급이 10만원 증가당 3.5~6% 증가하는 효과가 있어, 장기적으로 경제성장과 재정에 주는 부담을 줄일 수 있다는 장점이 있다.

제Ⅷ장에서는 제Ⅶ장에서 다루었던 개별 정책이 효과가 아니라 실제로 정책으로 구현될 때의 모습, 즉 정책 혼합(policy mix)의 효과를 분석하였다. 거기에 비슷한 재정이 소요되는 정책을 서로 비교 분석함으로써 비용효율적인(cost effective) 정책을 식별해 내려고 하였다. 현재의 제도를 개선하는 출산율 제고정책의 효과를 살펴본 결과, 현재의 차등보육료를 크게 확대하는 제도와 기존의 차등보육료제도를 유지하고 시설미이용 아동에게 아동수당을 도입하는 형태의 정책 중 출산과 특히 기혼여성 노동공급에 대해 차등보육료를 크게 확대하는 제도가 비용효율적인 면에서 우월한 정책이라는 시사점을 발견하였다.

본 보고서의 분석결과를 토대로 도출한 종합적인 정책적 시사점은 다음과 같다. 출산율 제고정책에 동원될 수 있는 재정이 유한하다는 점을 고려해 볼 때, 기본적인 출산정책은 자녀가 있는 모든 가구에게 지원을 하되 취업모에 대한 지원을 보완책으로 강화하는 방식이 바람직하다. 그럼으로써 한국 여성이 출산과 노동을 병행할 수 있고, 그 결과 한국 경제의 성장잠재력을 확충하는 동시에 재정의 부담을 완화해 줄 수 있게 될 것이다.

목 차

Ⅰ. 서 론 ····· 21

Ⅱ. 출산율 하락이 사회경제에 미치는 영향 ····· 26
1. 출산율 하락으로 인한 사회경제적 영향 ····· 26
2. 외국의 출산장려정책 도입의 이론적 배경 ····· 30

Ⅲ. OECD국가들의 출산장려정책 ····· 36
1. 출산장려정책 항목별 분석 ····· 36
2. 출산장려정책의 효과 ····· 45

Ⅳ. 선행연구 ····· 52
1. Wolpin(1984) ····· 52
2. Hotz & Miller(1989, 1993) ····· 53
3. Francesconi(2002) ····· 54

Ⅴ. 모형의 이론적 개관 ····· 56
1. 모형의 가정 ····· 56
2. 모형설정 ····· 56
3. 상태변수들의 진화(Law of motion) ····· 63
4. 반복적인 표현(recursive representation) ····· 64
5. 여성의 최적 의사결정 ····· 65
6. 불확실성(uncertainty)에 대한 논의 ····· 66

Ⅵ. 실증분석 ····· 68
1. 자 료 ····· 68
2. 식별전략(Identification strategy) ····· 70
3. 계량경제모형 ····· 70
4. 추정 알고리듬: inner loop와 outer loop ····· 71
5. 추정결과 ····· 72
가. 임금방정식 추정결과 ····· 72
나. 구조모수의 추정결과 ····· 73

Ⅶ. 출산장려정책의 효과추정 ····· 76
1. 반사실적 실험(Counterfactual Experiments) ····· 76
가. 모형테스트: 근시안적 기대 대 합리적 기대 ····· 78
나. 학력의 차이가 미치는 효과 ····· 87
다. 결혼시기가 미치는 효과(결혼상태 & 결혼연령) ····· 95
라. 보육비 지원(전액 무료) ····· 106
마. 이전지출이 미치는 효과(universal vs. restricted) ····· 112
2. 출산장려정책의 시사점 ····· 124

Ⅷ. 출산율 제고정책의 분석 ····· 128
1. 보육지원정책 ····· 130
2. 아동수당 도입 ····· 140

Ⅸ. 결 론 ····· 147

참고문헌 ····· 149

부 록 ····· 154

표 목 차

<표 Ⅲ-1> 아동 1명당 유치원 및 보육에 대한 정부지출 ····· 42
<표 Ⅲ-2> OECD국가의 출산휴가, 부성휴가, 양육휴가 관련 사항(2005년/2006년) ····· 43
<표 Ⅲ-3> 출산장려정책의 효과에 대한 선행연구 정리 ····· 49
<표 Ⅴ-1> 기호의 정의 ····· 57
<표 Ⅴ-2> 여성의 선택집합 ····· 65
<표 Ⅵ-1> 1998년에 대한 기술통계량 ····· 69
<표 Ⅵ-2> 임금방정식 추정결과 ····· 72
<표 Ⅵ-3> 구조모수 추정결과 ····· 74
<표 Ⅶ-1> 반사실적 실험 목록 ····· 78
<표 Ⅶ-2> 여성의 기대방식이 출산에 미치는 효과 ····· 79
<표 Ⅶ-3> 여성의 기대방식이 노동공급에 미치는 효과 ····· 82
<표 Ⅶ-4> 기대방식이 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 84
<표 Ⅶ-5> 기대방식이 결혼 결정에 미치는 효과 ····· 86
<표 Ⅶ-6> 학력이 출산 결정에 미치는 효과 ····· 89
<표 Ⅶ-7> 학력에 따른 노동공급 패턴 ····· 90
<표 Ⅶ-8> 학력이 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 93
<표 Ⅶ-9> 학력이 결혼에 미치는 효과 ····· 94
<표 Ⅶ-10> 결혼 상태가 출산에 미치는 효과 ····· 97
<표 Ⅶ-11> 결혼 상태가 노동공급에 미치는 효과 ····· 98
<표 Ⅶ-12> 결혼 상태가 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 99
<표 Ⅶ-13> 결혼 지연이 출산에 미치는 효과 ····· 102

<표 Ⅶ-14> 결혼연령 지연이 노동공급에 미치는 효과 ····· 103
<표 Ⅶ-15> 결혼연령 지연이 인적자본 축적에 미치는 효과 ··· 105
<표 Ⅶ-16> 보육비 지원이 출산에 미치는 효과 ····· 107
<표 Ⅶ-17> 보육비 지원이 노동공급에 미치는 효과 ····· 108
<표 Ⅶ-18> 보육비용이 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 110
<표 Ⅶ-19> 보육비 지원이 결혼결정에 미치는 효과 ····· 111
<표 Ⅶ-20> 현금보조가 출산에 미치는 효과
(자녀가 있는 모든 가구에 지원) ····· 113
<표 Ⅶ-21> 현금지원이 노동공급에 미치는 효과 ····· 114
<표 Ⅶ-22> 현금지원이 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 116
<표 Ⅶ-23> 현금지원이 출산에 미치는 효과(제한적 정책) ····· 119
<표 Ⅶ-24> 현금지원이 출산에 미치는 효과(취업모에게만 지원) · 121
<표 Ⅶ-25> 취업모에 대한 현금지원정책이 인적자본 축적에
미치는 효과 ····· 123
<표 Ⅶ-26> 출산율 제고정책이 출산과 노동공급에 미치는
장기적 효과 ····· 124
<표 Ⅷ-1> 새로운 차등보육료 계층(2007년 기준) ····· 131
<표 Ⅷ-2> 새로운 차등보육료의 계층별 지원기준 ····· 133
<표 Ⅷ-3> 가상실험을 위한 새로운 차등보육료 층별 지원액 · 134
<표 Ⅷ-4> 새로운 차등보육료 확대지원과 자녀세액공제제도
도입에 따른 출산과 여성노동공급 변화 실험결과 · 135
<표 Ⅷ-5> OECD국가들의 보편적 아동수당 ····· 136
<표 Ⅷ-6> OECD국가들의 저소득층에 대한 아동수당 ····· 138
<표 Ⅷ-7> OECD국가들의 아동수당 현황 ····· 140
<표 Ⅷ-8> 출생순서에 따른 신생아수 (만 0세아) ····· 141
<표 Ⅷ-9> 보편적 아동수당 도입에 따른 재정소요 ····· 142

<표 Ⅷ-10> 시설 미이용 아동에게 차등보육료 30% 현금제공 시 재정소요 추계 ····· 143
<표 Ⅷ-11> 차등보육료 유지 및 아동수당 일부도입의 가상 시나리오 ····· 144
<표 Ⅷ-12> 차등보육료 유지 및 부분적 아동수당 도입시 출산 및 노동공급 효과 ····· 145

그림 목차

[그림 Ⅲ-1] 가족정책 관련 현금 지급, 서비스, 세제지원을 통한 정부지출 규모 ····· 40
[그림 Ⅶ-1] 여성의 기대방식이 출산에 미치는 효과 ····· 80
[그림 Ⅶ-2] 여성의 기대방식이 출산에 미치는 효과 ····· 81
[그림 Ⅶ-3] 여성의 기대방식이 노동공급에 미치는 효과 ····· 83
[그림 Ⅶ-4] 여성의 기대방식이 노동공급에 미치는 효과(차이) · 83
[그림 Ⅶ-5] 기대방식이 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 85
[그림 Ⅶ-6] 기대방식이 결혼 결정에 미치는 효과 ····· 86
[그림 Ⅶ-7] 학력이 출산 결정에 미치는 효과 ····· 89
[그림 Ⅶ-8] 학력별 노동시장 참가율 ····· 91
[그림 Ⅶ-9] 학력별 노동시장 참가율(차이) ····· 92
[그림 Ⅶ-10] 학력이 인적자본에 미치는 효과 ····· 94
[그림 Ⅶ-11] 학력이 결혼에 미치는 효과 ····· 95
[그림 Ⅶ-12] 결혼 상태가 출산에 미치는 효과 ····· 97
[그림 Ⅶ-13] 결혼 상태가 노동공급에 미치는 효과 ····· 99
[그림 Ⅶ-14] 결혼 상태가 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 100
[그림 Ⅶ-15] 결혼 지연이 출산에 미치는 효과 ····· 103
[그림 Ⅶ-16] 결혼연령 지연이 노동공급에 미치는 효과 ····· 104
[그림 Ⅶ-17] 결혼연령 지연이 노동공급에 미치는 효과 ····· 104
[그림 Ⅶ-18] 결혼연령 지연이 인적자본 축적에 미치는 효과 ·· 105
[그림 Ⅶ-19] 보육비 지원이 출산에 미치는 효과 ····· 108
[그림 Ⅶ-20] 보육비용이 노동공급에 미치는 효과 ····· 109

[그림 Ⅶ-21] 보육비용이 노동공급에 미치는 효과(차이) ····· 110
[그림 Ⅶ-22] 보육비용이 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 111
[그림 Ⅶ-23] 현금보조가 출산에 미치는 효과
(자녀가 있는 모든 가구에 지원) ····· 113
[그림 Ⅶ-24] 현금지원이 노동공급에 미치는 효과 ····· 115
[그림 Ⅶ-25] 현금지원이 노동공급에 미치는 효과 ····· 116
[그림 Ⅶ-26] 현금지원이 인적자본 축적에 미치는 효과 ····· 117
[그림 Ⅶ-27] 현금지원이 결혼에 미치는 효과 ····· 118
[그림 Ⅶ-28] 현금지원이 출산에 미치는 효과(제한적 정책) ····· 120
[그림 Ⅶ-29] 현금지원이 출산에 미치는 효과
(취업모에게만 지원) ····· 122
[그림 Ⅶ-30] 보조금 액수별 노동공급(취업모에게만 지원) ····· 122
[그림 Ⅶ-31] 출산율 제고정책이 출산과 노동공급에 미치는
효과 ····· 127
[그림 Ⅷ-1] 차등보육료 확대와 자녀세액공제제도 도입에 따른
계층별 출산 및 여성노동공급 변화 ····· 135
[그림 Ⅷ-2] 차등보육료 유지 및 제한된 아동수당 도입의 효과 ··· 146
[그림 부록1] 상태변수와 관측되지 않는 개인적 이질성의
진화관계(조건부 독립성) ····· 163

Ⅰ. 서 론

최근 한국이 세계적으로 낮은 출산율(합계출산율 1.13명, 통계청)을 겪고 있는 것은 잘 알려져 있다(김현숙・류덕현・민희철, 2006). 정책당국자들은 저출산으로 인해 사회・문화・경제에 큰 변화가 있을 것이며, 이러한 현상은 경제의 성장잠재력에도 악영향을 미칠 것을 우려하고 있다. 이에 한국 정부는 성장잠재력 확충을 위해 출산율을 제고하는 동시에 여성의 경제활동 참가를 높이는 것을 시급한 정책 과제로 인식하고, 이를 위해 다양한 정책들을 시행하고 있다[1].

이러한 출산율 제고정책들이 여성의 출산 및 노동공급에 미치는 효과는 정성적인(qualitatively) 측면에 관해서는 잘 알려져 있는 편이다. 정부와 사회가 출산율 제고정책을 통해 출산 친화적인(birth friendly) 환경 및 문화를 조성해주면, 출산율이 증가할 것이라는 점에는 이론의 여지가 적다. 문제는, 그 효과가 얼마나 유효하며 출산친화 정책으로 인해 여성의 노동공급 감소와 같은 성장잠재력에 미치는 동반효과[2]는 없는가이다. 한국 여성을 대상으로 출산정책에 대한 반응의 크기에 관해서 실증분석한 연구는 찾기 힘들다. 최근, 김현숙・류덕현・민희철(2006)의 연구가 출산과 여성의 노동공급을

1) 2007년 현재 7개 부처에서 42개의 출산 및 육아지원 정책을 시행하고 있다. 좀 더 구체적으로는, 보건복지부 16개, 여성가족부 6개, 재정경제부 6개, 건설교통부 5개, 교육인적자원부 4개, 노동부 3개, 농림부 1개 등 여성의 임신 준비, 임신, 출산, 출산 후 모성보호, 보육 및 육아, 주택, 세제지원 등 다양한 분야에서 출산율 제고를 위한 정책을 시행중이다.

2) 여성 노동공급 감소를 반드시 나쁘게만 볼 것이 아니라는 평가자의 지적이 있었다. 즉, 여성이 노동공급을 줄여서 단기적으로 성장잠재력에 미치는 부작용도 있지만, 자녀의 교육이나 배우자의 뒷바라지를 통해서 오히려 장기적 성장잠재력에는 도움이 될 수 있다는 얘기이다.

거시적인 측면에서 살펴보았지만, 총계 수준의 분석이었기 때문에 출산율 제고정책과 여성의 출산 및 노동공급과의 관계가 불분명하다는 단점이 있다. 조윤영(2006)의 연구는 한국노동패널을 이용하여 미시적인 분석을 통하여 모형의 일부 구조모수를 추정하고 캘리브레이션(calibrations)을 통해 이러한 정책들의 효과의 크기를 계산하였다는 점에서 문헌에 공헌을 하였다. 하지만, 분석의 대상을 기혼여성만으로 한정하였다는 점에서 분석의 한계가 있다.

본 연구는 출산율 제고정책이 결혼, 출산 및 노동공급에 미치는 효과를 질적으로 분석할 뿐만 아니라, 양적인 효과를 동시에 추정하는 데 그 목적이 있다. 출산 정책에 대한 효과 분석에서, 출산 이외에도 기존문헌에서 잘 고려되지 않았었던 노동공급과 결혼을 추가적으로 고려하였다. 노동공급을 고려해야만 하는 이유는 출산 정책의 동반효과로서 여성 노동공급의 감소를 가져올 가능성이 있기 때문이다. 직관적으로 생각해보면, 출산을 장려하는 정부정책은 궁극적으로 가사노동(home production)의 가치를 높이는 경향이 있어서 그만큼 여성 노동공급이 줄어들 가능성이 있다. 여성의 노동공급 감소는 성장잠재력 확충의 감소를 가져올 수 있기 때문에 출산율 제고정책의 효과를 논의할 때에는 그 정책이 가져올 부작용도 동시에 고려해야만 한다.

결혼을 고려해야 하는 이유는 다음의 두 가지이다. 첫째, 최근 여성의 결혼시점이 늦어지면서, 첫 출산 연령이 지연되고 전반적인 출산율을 저하시키는 경향이 있다. 출산율 제고정책을 통해 가임기 여성의 결혼 시점을 앞당길 수 있다면 전반적인 출산율을 제고할 수 있는 효과가 기대된다. 따라서 출산율 제고정책과 여성의 결혼시기에 미치는 효과를 분석하는 것은 매우 흥미로운 작업이다. 둘째, 기존의 연구처럼 기혼자만 분석의 대상으로 고려하게 되면 흔히 말하는 표본선택(sample selection)의 문제가 생길 가능성이 있다. 결혼

이란 여성에게 임의적으로(randomly) 주어지는 것이 아니라 출산을 포함한 여성의 생애주기 결정(life-time decisions)의 결과물이다. 기혼여성은 가정에 대한 가치가 미혼여성보다 높은 사람일 가능성이 높고, 따라서 아이들에 대해 좀 더 높은 가치를 둔 여성일 확률이 높다. 분석자의 편의에 따라 분석대상을 기혼자에 대해서만 한정한다면 아이에 대한 가치를 과대추정(over-estimation)할 가능성이 크다. 본 연구에서는 기혼자들을 주요 연구대상으로 한 기존 연구들(Francesconi(2002), 조윤영(2006))과는 다르게 미혼자들도 분석대상에 포함시켰다. 미혼자들이 분석대상에 포함되었으므로 당연히 미혼여성들의 결혼 결정도 포함하였고, 그렇게 함으로써 표본선택의 문제를 완화할 수 있었다.

본 연구에서의 실증분석은 동적 구조모형 추정(dynamic structural estimation)을 사용하였다. 다음과 같은 두 가지 이유로 축약형 모형 추정(reduced form estimation) 대신 구조모형 추정을 사용하였다. 첫째, 자료에서 출산장려정책 변화에 따른 행동의 변화(behavioral variations)가 충분하지 않았다. 따라서 축약형 모형 추정을 이용해서는 정부의 정책이 여성의 출산 결정에 얼마나 영향을 미쳤는지를 식별(identification)해내기가 용의하지 않았다. 그 대안으로 여성의 최적 출산 선택과정을 모형화하여 모형이 주는 함의(implications)를 이용할 필요가 있었다. 둘째, 앞으로 시행될 출산 정책하에서 경제주체들이 어떤 행동 변화를 보일 것인지 알고 싶을 때, 축약형 모형 추정은 잘 작동하지 않는다는 것은 잘 알려져 있다(루카스 비판). 자료에서 관측되지 않은 반사실적 실험(counterfactual experiments)을 수행하기 위해서 궁극적으로 구조모형이 필요했다.

정학적 모형(static model) 대신에 동학적 모형(dynamic model)을 사용한 이유는 다음의 두 가지이다. 첫째, 결혼·출산 및 노동공급은 한 번 내린 결정을 바꾸는 데 많은 비용이 수반된다. 특히 출

산 결정의 경우에는 출산시기에 드는 고정비용 외에도 나중에 자녀 양육에 상당한 비용이 소요되므로 미래의 양육비용에 대한 기대 정도가 출산 결정에 큰 영향을 미치게 된다. 양육비용뿐만 아니라 출산 결정과 그에 따른 육아의 부담은 여성의 노동시장 참가 유인을 단기적으로 저하시킬 뿐만 아니라, 장기적으로는 인적자본 형성을 저해함으로써 여성의 안정된 노동시장 참가율을 낮출 가능성이 있다. 이러한 여성이 미래의 비용을 어떻게 기대하고 있는지를 분석하기 위해서는 정학적 모형을 가지고 분석하는 데 한계가 있다. 둘째, 결정 자체뿐만 아니라 결정의 시기 또한 중요한 관심 대상이기 때문이다. 위에서 잠시 지적한 대로 출산장려정책이 결혼 및 출산 여부뿐만 아니라 시기에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 동학적 모형이 반드시 필요하다.

본 연구는 추정된 구조모수를 이용하여 반사실적 실험(counterfactual experiments)결과 몇 가지 흥미로운 발견을 하였다. 무급 혹은 유급휴직이 출산에 미치는 효과는 다른 정책에 비해 크지 않고 오히려 노동공급을 저해하는 부작용이 있었다. 보육비를 지원하는 정책은 출산과 노동공급을 동시에 촉진한다는 장점이 있으나 소요되는 예상 재정에 비해서 그 효과가 그리 크지 않은 것을 단점으로 지적할 수 있다. 이전지출이 미치는 효과는 그 지원 액수가 큰만큼 다른 정책들과 비교해 봤을 때 효과가 상대적으로 큰 편이다. 하지만 자녀가 있는 모든 가구에 대하여 지원을 했을 때에는 노동공급을 장기적으로 저해한다는 단점이 있다. 이를 취업모에게만 한정한다면, 출산에 미치는 효과는 60~80% 감소하기는 하지만 장기적으로는 노동공급과 인적자본 축적을 제고하여 재정의 부담을 덜어줄 수 있다는 장점이 있다. 하지만, 이러한 제한적인 정책은 형평성의 문제를 야기할 수 있다는 점에서 정치적으로 민감하다는 한계점이 있다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 출산율 하락이 사

회경제에 미치는 효과를 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 저출산사회가 가져올 문제점을 극복하기 위한 OECD국가들의 출산장려정책을 살펴보았다. 제Ⅳ장에서는 모형 발전에 필요한 문헌을 정리하고, 제Ⅴ장에는 한국 가임기 여성의 일련의 출산, 노동공급, 결혼을 설명할 수 있는 동적모형을 발전시켰다. 제Ⅵ장에서는 구조모수를 추정하기 위한 자료와 식별전략에 대해서 설명을 하고, 추정결과를 제시하였다. 제Ⅶ장에서는 추정된 구조모수를 이용하여 여러 가지 정책에 대해서 반사실적 실험을 실시하여 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼 더 나아가서는 장기적 인적자본 축적에 미칠 영향을 살펴보고, 이를 토대로 정책적 시사점을 도출하였다. 제Ⅷ장에서는 현재의 보육지원정책을 비용효율적인 측면에서 비교를 하였다. 마지막으로 제Ⅸ장에서는 본 연구에 대한 결론과 한계점을 지적하였다.

Ⅱ. 출산율 하락이 사회경제에 미치는 영향

1. 출산율 하락으로 인한 사회경제적 영향

정책담당자, 학계 및 언론이 최근 출산율의 하락에 대한 우려를 나타내면서 저출산 문제가 이제는 중요한 사회적 문제로 완전히 자리잡게 되었다. 저출산 문제를 해결하기 위하여 다양한 정책이 여러 정부부처를 통해서 이루어지고 있으며, 이에 따르는 정부 지출 규모도 늘어날 것으로 예상된다. 그런데 이렇게 정부 및 연구자들이 출산율의 하락을 심각한 문제로 받아들이는 것을 쉽게 납득하기 어려울 수도 있다. 특히 우리나라의 경우 1990년대까지만 해도 인구억제 정책을 시행한 경험을 생각할 때, 최근 저출산을 심각한 문제로 보는 인식은 새삼스럽게 느껴지기도 한다. 따라서 저출산에 대응하기 위한 정책을 논하기에 앞서 출산율의 하락이 왜 문제인지에 대해서 살펴보는 것이 필요하다.

출산율 하락으로 인한 영향은 단지 경제적인 것 이외에 사회적·문화적·정치적인 부문에 이르기까지 다양할 것이다. 예를 들어 가구당 자녀의 수가 감소하여 가구 내 자녀들의 발언권이 상대적으로 강화되어 가족에 대한 전통적 가치관에 변화를 가져올 수 있다. 또한 자녀가 없는 노인 가구 및 1인 노인 가구 등 가족 간의 긴밀한 연결이 없는 가구 형태가 확산되어 개인의 노후생활을 위한 준거집단이 가족이 아니라 공동체 또는 지역사회로 변화할 수도 있을 것이다. 그 외에도 세대 간 이해관계의 대립으로 인한 마찰의 발생, 인력부족으로 인하여 해외로부터 노동력이 국내로 유입이 예상되는 등

우리 사회가 지금가지 경험하지 못한 다양한 현상이 발생할 것으로 예측된다. 여기에서는 저출산과 조세재정정책을 분석하는 본 연구의 취지에 맞추어 우선 저출산으로 인한 경제적 효과에 초점을 맞추어 살펴본다.

우선 저출산이라는 용어가 암묵적으로 의미하는 적정한 출산율이 무엇인가가 문제가 될 수 있다. 물론 적정 출산율 수준을 판단하는 것은 출산율의 변화로 인한 다양한 효과를 종합적으로 검토한 후에 이루어질 수 있는 것으로 매우 어려운 작업일 수 있다. 다만 일반적으로 현재 인구규모를 유지할 수 있는 출산율(약 2.1명)을 대체출산율(replacement fertility rate)이라 부르고, 이보다 낮은 수준의 출산율이 장기간 지속될 경우 우려할 문제로 보고 있으므로 이하에서도 이에 따르도록 한다.

저출산으로 인한 경제적 효과 중 첫 번째는 노동공급의 감소를 들 수 있다. 프랑스, 독일, 그리스, 이탈리아, 러시아, 우크라이나 등의 국가에서는 경제활동 참가인구의 절대적 수준이 이미 감소하기 시작했으며, 우리나라의 경우도 출산율 하락이 지속된다면 노동의 추가적 공급이 감소할 것이고 전체 인구 중 근로인구의 감소로 국민 1인당 소득의 성장을 낮추는 효과를 가져올 수 있다. 물론 근로인구가 감소할 것이라는 예측을 다소 조정해야 할 두 가지 이유가 있다. 하나는 출산의 감소와 더불어 여성의 노동공급이 증가할 것이므로 전체적인 노동공급 감소의 일부를 상쇄하는 효과가 있을 것이다.

또한 늘어난 수명에 대비하기 위하여 고령자도 노동공급을 증가할 수 있으며, 연금 수혜 연령 및 지급액의 조정으로 인하여 노동시장 참가를 높일 가능성이 존재한다. 다만 일부에서는 평균적인 근로자의 연령이 높아지면서 발생할 수 있는 문제점을 지적하는데 이는 연령이 높은 근로자의 생산성과 관련되어 있다. 예를 들어 젊은 근로자들이 새로운 기술을 습득하고 연령이 높은 근로자들은 과거의

기술을 이용하여 생산하는 경우에 근로자의 평균연령 증가는 새로운 기술이 노동력에 적용되는 과정을 느리게 하여 전반적인 생산성 증가를 둔화시킨다는 의견도 있다. 또한 고령층의 경우 노동 강도가 높은 작업을 수행하는 데 신체적으로 불리하고, 고용주 입장에서는 이를 보완해 주기 위해 휴식 및 근로환경 개선을 위한 추가적인 투자가 필요하므로 전반적으로 생산성이 떨어진다고 볼 수 있다.

반대로 근로자의 평균연령 증가는 축적된 경험의 증가로 인해 오히려 생산성에 긍정적인 효과를 줄 수 있다는 의견도 있다. 그 외에도 인구구조의 고령화로 인한 정부지출 증가를 충당하기 위하여 세율을 높이는 경우 전반적인 근로 인센티브를 약화시켜서 노동공급이 감소한다는 등 저출산으로 인한 노동공급의 변화에 대해서 다양한 가설이 있다. 서로 다양한 효과가 합하여 발생하는 순효과를 예측하는 것은 정치한 작업을 필요로 한다. 그러나 일반적으로 저출산으로 인한 근로인구의 감소를 일차적인 효과로 보고, 기타 다른 효과는 이차적인 효과로서 일차적인 효과를 일부 조정하는 것으로 보는 것이 타당할 것이다. 따라서 저출산으로 인한 근로인구의 감소 및 피부양인구의 증가, 그리고 이로 인한 1인당 소득의 감소는 저출산의 중요한 문제점으로 예상된다.

출산율 하락의 결과로 거론되는 다음 문제는 미래 정부 재정의 부담이다. 출산율의 하락은 고령층 인구 대비 젊은층의 인구를 감소시켜 인구구조를 고령화시킨다. 따라서 건강보험 및 국민연금의 주된 수혜자인 고령층의 비중이 증가하는 한편 이를 부양할 근로자의 수는 감소하는 문제가 발생한다. 특히 pay-as-you-go 체제로 운영되는 연금의 경우 젊은 세대의 감소로 인하여 고령층에 대해 약속된 지출을 충당할 재원이 부족하게 된다. 따라서 연금 수령이 시작되는 연령을 올리거나, 젊은 층의 기여분을 높이거나, 또는 고령층에 대한 지급액을 낮추는 등 연금제도의 운영을 개편하여야 하며, 그렇지

않은 경우 세금을 더 많이 거두어서 일반재정의 재원으로 이를 충당하는 것이 필요하다. 그러나 이러한 개편 및 조정은 세대 간의 이해관계가 첨예하게 대립되기 때문에 정치적으로 매우 민감한 문제로서 만족스러운 해결책을 구하는 것이 쉽지 않다는 점이 부담이다. 이 문제를 해결하는 과정에서 발생할 정치적 갈등, 정부의 약속을 변경하는 데 따르는 정부 정책의 신뢰성 손실 등은 국가 전체가 감당해야 할 부담이 된다. 특히 고령층의 경우 수명이 늘어나고, 자녀의 수가 줄어들게 되면서 노후의 생활을 안정적으로 유지하는 데 곤란함을 겪을 수 있으므로 연금제도를 개혁하는 과정과 함께 고령층의 노후를 적절히 보장하는 대책을 마련하는 것은 매우 어려운 과제로 남아 있다. 연금제도의 개편과는 별도로 인구구조 고령화로 인해 전반적인 사회재정지출의 수요가 증가할 것으로 예측되며 국가의 GDP에서 사회보장 및 복지 관련 지출의 비중도 늘어날 것이다. 이는 정부의 재정에 적지 않은 부담이 될 것으로 보인다.

저출산으로 인한 효과의 또 다른 측면은 국민경제의 저축률에 미치는 영향이다. 성장에 대한 경제모형에 따르면 국민경제의 1인당 소득은 자본의 축적과 기술개발을 통하여 이루어지는바, 저축률의 변화는 경제의 투자규모와 자본 축적에 영향을 미쳐서 장기적인 경제성장에 영향을 주는 중요한 요인이다. 소비에 대한 생애주기이론(life cycle theory)에 의하면 일생에 걸쳐 소비를 대체로 일정하게 유지하기 위하여 소득이 많은 젊은 시기에는 저축률이 높지만, 연령이 높아져 은퇴한 이후에는 저축률이 낮거나 또는 음(-)의 저축을 하게 된다. 국민경제 전체의 저축률은 개별 경제주체의 저축을 합계하여 얻을 수 있으므로, 각 연령별 저축률이 변화하지 않는다면 결국 인구의 구성에 의하여 국민경제의 저축률이 결정된다. 따라서 저출산으로 인한 인구구조의 고령화는 저축률이 상대적으로 높은 젊은층의 인구를 낮추고 저축률이 낮은 고령층의 비중을 증가시켜 전

체적인 저축률을 떨어뜨릴 가능성이 있다. 이러한 예측은 민간저축에 대한 것이고 정부저축의 측면에서도 사회보장지출의 증가는 정부저축을 줄어들게 하므로 국민경제의 저축률은 더욱 줄어들 것으로 볼 수 있다. 물론 자녀 수가 줄어든 환경에서 연장된 노후를 대비하기 위해 젊은 세대의 저축이 늘어날 수도 있어서 저축률의 감소를 일부 상쇄할 수도 있으나 부차적인 효과로 볼 수 있다.

마지막으로 생각할 수 있는 저출산의 영향은 경제규모의 변화인데, 노동공급의 감소로 인한 효과로서 GDP의 절대적 수준이 아니더라도 GDP 성장이 느려질 가능성이 있다. 1인당 GDP가 국민의 평균적인 후생수준을 나타내는 반면 GDP는 경제의 규모를 나타내는 것으로 볼 수 있는데 경우에 따라 경제규모가 중요한 의미가 있다. 예를 들어 무역 및 외교 등 국제적 관계에서 국가의 지위 및 영향력은 국민의 후생수준보다는 국민경제의 전체 규모에 의하여 결정될 수 있다. 따라서 출산율의 감소는 해당 국가가 국제사회에서 갖는 영향력을 약화시킬 수 있다. 일부에서는 선진국의 출산율 감소로 인하여 미래 선진국과 개발도상국 및 후진국의 경제규모의 차이가 줄어들 수 있다고 전망하는 경우도 있다.

2. 외국의 출산장려정책 도입의 이론적 배경

Notestein(1945)과 Davis(1945)가 개발한 인구 전이론(theory of the demographic transition)에 의하면 역사적으로 세계 각국은 인구구조상 세 단계의 변화를 거친다고 알려졌다. 첫 단계는 출산율과 사망률이 모두 높은 단계로서 인구규모는 어느 정도 일정하게 유지되는 단계이다. 두 번째 단계는 사망률이 감소하면서 인구규모가 팽창하는 단계이고, 세 번째 단계는 출산율이 감소하여 인구 증가가 다시 느려지는 단계이다. 이러한 이론은 역사적 사실에 기초하여 인구구조의 변화를 일반화하는 데 성공하였으나, 인구구조 변화의 원

인에 대한 답변을 주지 않으므로 정책의 효과를 평가할 수 있는 실용적 가치를 지니고 있지 못하였다. 특히 1960년대 중반 이후 유럽을 비롯한 세계 각국에서 출산율이 대체출산율 이하의 수준으로 감소하여 유지되는 현상을 설명하거나 해결방안을 제시하는 데 유용하지 못하였다.

결혼 및 출산에 영향을 주는 경제적 요인에 대한 본격적인 이론이 개발된 것은 1960년대 신가계경제학(New Home Economics)으로 불리는 연구 결과로부터 시작된다. 신가계경제학에서는 자녀를 출산하는 행동을 부모의 합리적인 선택으로 모형화하고 자녀를 출산 및 양육하는 데 소요되는 비용 그리고 가구의 소득 등이 출산행위에 영향을 줄 수 있다는 점을 보여주었다. 따라서 자녀양육 비용과 가구 소득에 영향을 미치는 다양한 정책이 출산율에 영향을 주는 경로를 모형화하였다는 점에서 출산장려정책에 대한 이론적인 기초를 제공하는 연구로 볼 수 있다.

물론 출산의 중요한 결정요인으로 경제적 변수를 고려한 연구 전통이 1960년대에 나타난 전혀 새로운 것은 아니다. 일찍이 18세기 말 Malthus는 그의 저서 *Essays on the Principle of Population*에서 가구의 소득이 균형생존수준(equilibrium subsistence level) 이상으로 증가하면 사람들이 도덕적 제약에 구속받지 않고, 어린 나이에 결혼하며, 보다 잦은 성행위로 인하여 출산이 늘어날 것이라고 주장하였다. 그런데 인구가 증가하더라도 자연자원은 제한되어 있으므로 한정된 자원에 대한 경쟁의 심화로 소득은 감소하여 균형생존수준을 다시 회복할 것이라고 보았다. 한편 소득수준이 균형생존수준 이하로 떨어지는 경우에도 비슷한 과정을 거쳐서 다시 균형생존수준으로 돌아갈 것으로 예상하였다. 사람의 출산 행위에 대한 Malthus의 기계적 묘사에 충분히 납득되지 않을 수도 있으나, 소득수준과 출산이 양(+)의 관계를 갖는다는 그의 가설은 많은 사람이

동의할 수 있는 그럴 듯한 예측이다. 굳이 현대경제학의 용어로는 옮기자면 출산에 대한 소득효과가 존재한다고 말할 수 있다.

그런데 소득의 증가로 인해 출산이 증가한다는 예측은 베이비붐 이후 세계적인 출산 감소 현상을 설명하는 데 적합하지 않다. 즉 소득은 지속적으로 증가하는 데 반하여 출산율이 감소하는 현상은 출산에 대한 소득효과가 존재한다는 예측과 어긋나는 것으로 보이기 때문이다. 신가계경제학의 이론은 증가하는 소득과 감소하는 출산율이라는 당시의 현상을 설명할 수 있도록 Malthus의 분석을 일반화하려는 시도에서 출발했다고 볼 수 있다. 신가계경제학의 시작이라고 볼 수 있는 Becker(1960)가 제시한 출산모형에서는 출산이 가구의 소득뿐 아니라 자녀의 가격에 의하여 결정된다는 점이 강조된다. 부모는 자녀의 수와 재화의 소비량에 의하여 만족을 얻는 것으로 가정되는데, 다시 말하면 자녀를 일종의 '재화'로 간주하는 것이다. 그리고 자녀를 양육하기 위해서는 옷, 주거, 음식, 교육 등 직접적인 비용 외에도 부모, 특히 여성의 시간을 필요로 하는데 이 때 노동시장에 참여하지 못하기 때문에 발생하는 잃어버린 소득(forgone earnings)은 자녀 양육에 따르는 간접적인 비용으로 볼 수 있다. 여기서 자녀 양육과 관련된 직접적 또는 간접적 비용의 합이 바로 자녀를 '구입'하는 데 따르는 가격으로 볼 수 있다. 그러면 자녀 수의 선택은 일반적인 소비자 선택 이론을 이용하여 분석할 수 있으며, 소득의 변화 및 가격의 변화가 자녀 수 선택에 미치는 효과를 예측할 수 있다.

만약 자녀 교육에 소요되는 비용이 증가하거나, 양육을 담당할 부모의 임금이 증가한다면 이는 자녀에 대한 '가격'이 상승하는 것으로 볼 수 있다. 만약 자녀가 정상재(normal good)의 성격, 즉 소득증가에 대해 소비가 늘어나는 성격을 갖는다면 부모가 선택하는 자녀 수는 감소하게 된다. 따라서 이 모형이 의미하는 바는 정부가 가

구의 소득 또는 자녀의 가격을 변화시키는 정책을 수행할 때, 가구의 자녀 선택이 변화할 수 있다는 이론적 기초를 제공한다. 예를 들어, 만약 정부가 자녀 양육 비용에 대한 세액공제 혜택을 제공하거나, 자녀에 대한 수당을 지급한다거나, 또는 자녀 양육을 위해 유급 휴가를 제공하는 정책을 도입한다면 이는 자녀에 대한 '가격'을 낮추어서 부모들이 더 많은 수의 자녀를 선택하도록 유도하게 된다. 앞에서 소개한 모형에서 부모가 자녀로부터 얻는 만족이 단지 자녀 수에만 의존한다는 가정이 너무 단순하므로 이를 완화하여 확장한 모형도 많이 연구되었다. 대표적으로 Becker and Lewis(1973)는 부모가 자녀 수 이외에도 자녀의 질(quality)에 대해서 고려한다는 모형을 제시하였다. 이를 간단히 소개하면, 부모의 효용 U가 아래와 같이 일반 재화(x), 자녀 수(n), 그리고 자녀의 질(q)에 의존하는 것으로 가정한다.

식 (1) $$U = v(x) + b(n, q)$$

한편 자녀 수(n)뿐 아니라 자녀의 질 (q)를 높이기 위해서도 가구의 재원이 사용된다는 것을 나타내기 위하여 가구의 예산제약을 고려하는데,

식 (2) $$p_x x + p_n n + pnq = I$$

여기서 p는 자녀의 질을 높이기 위해서 자녀 1명당 추가적으로 소요되는 비용, 즉 교육, 훈련, 건강 관련 비용을 의미하며, p_n은 자녀의 질과 무관하게 소요되는 양육 비용으로 해석할 수 있다. 이 때 추가적으로 자녀 한 명을 더 갖는 데 소요되는 추가 비용은 p_n+pq가 된다. 이 모형에 따르면 만약 교육에 대한 수익이 증

가할 경우, 즉 자녀의 질을 높이는 데 드는 비용 p이 감소한 경우 효용함수의 형태에 따라 부모는 합리적으로 자녀 수를 줄이고 자녀의 질을 높이는 선택을 할 수도 있다.

다만 여기서 자녀의 교육, 훈련, 건강 상태를 자녀의 질로 표현한 것이 다소 모호할 수 있다. 자녀의 질에 대해 Becker가 제시한 다른 하나의 해석은 부모가 인지하는 자녀의 효용으로 보는 것이다. 예를 들어, 식 (1)에서 부모의 효용함수 U의 구체적인 사례로 다음과 같이

식 (3) $$U_t = v(x) + a(n_t)n_t U_{t+1}$$

로 표현하는 것이 한 예이다. U_t는 t세대의 평균적인 효용으로서 부모의 효용 U_t에 자녀의 효용 U_{t+1}이 포함되어 있음을 알 수 있다. $a(n)$은 부모가 자녀의 효용을 고려하는 정도, 다시 말하면 자녀에 대한 이타심(altruism)을 나타내는 지표로 해석된다. 앞의 모형에서 자녀의 질 q는 이 모형에서 자녀의 효용 U_{t+1}와 같으므로 식 (3)의 효용함수는 식 (1)의 구체적인 예로 볼 수 있다. 그런데 U_{t+1}은 다시 U_{t+2}에 의존하므로 이 모형에서 부모는 그 후손의 효용을 $a(n)$의 비율로 할인하여 고려하는 일종의 왕조적 효용함수(dynastic utility function)로 나타낼 수도 있다. 이러한 모형은 단순하지만 다양한 맥락에 적용될 수 있는 모형으로 출산율과 세대별 이전의 효과를 분석하는 데 사용될 수 있다. 예를 들어 사회보장제도 또는 정부 부채가 세대간 부의 이전에 미치는 효과를 분석하는 사용할 수 있는 모형이다.

이미 살펴본 바와 같이 Becker(1960)로부터 비롯된 출산 행위에 대한 경제적 모형은 출산이 부모의 선택에 의하여 나타나는 결과로 간주하고 소비자 선택이론을 이용하여 출산 행위를 모형화하

였다. 이로써 출산장려정책의 효과에 대한 예측을 논리적으로 뒷받침할 수 있게 되었으며, 이후 진행되는 연구에서 다루는 정책과 인구 관련 행동(demographic behavior) 간의 관계에 대한 가설의 핵심적인 기초를 제공하였다. 이후 제Ⅲ장에서는 이러한 이론적 배경에 기초하여 실제로 집행된 다양한 정책의 내용과 이로 인한 효과를 평가한 연구를 살펴본다.

Ⅲ. OECD국가들의 출산장려정책

1. 출산장려정책 항목별 분석

이 절에서는 OECD국가에서 수행하고 있는 다양한 출산장려정책의 현황 및 그 내용을 살펴보았다. 출산장려정책이 포함하는 정책수단의 범위는 연구자에 따라 다를 수 있다. 어떤 정책의 경우 출산 행위에 영향을 미칠 것을 특정하여 수립되었지만, 다른 정책의 경우 정책 목표가 다수의 목표를 가지고 있거나 아니면 단지 간접적으로만 출산 행위에 영향을 줄 수도 있다. 선행 연구 중 출산장려정책을 가장 포괄적으로 정의한 사례는 McDonald(2000)에서 찾을 수 있다. 이에 따르면 저출산에 대응하기 위한 정부의 수단을 금전적 인센티브(financial incentives), 직장 및 가정에서의 정책(Work and family initiatives), 그리고 출산 및 양육을 지원하는 광범위한 사회적 변화(Broad social change supportive of children and parenting)의 세 가지로 나누고, 각 범주에 속하는 정책을 아래와 같이 나열하였다.

○ 금전적 인센티브(Financial incentives)
- 정기적인 현금 지급: 주로 자녀 수에 따라 부모에게 정기적으로 지급
- 일회성 지급 또는 대출(Lump sum payments or loans): 출산 시점 또는 자녀가 취학하는 등 일정 연령에 도달하였을 때 지급. 예를 들어 출산보너스(baby bonus)
- 세액공제 또는 소득공제

- 무상 또는 보조금이 지원되는 서비스 또는 재화의 공급: 예를 들어 교육, 의료, 교통 서비스 등에 대한 지원
- 주택 보조: 최초 주택 구입시 현금 지급, 소득공제, 보조금 또는 이자 감면 등의 형태로 지원

○ 직장 및 가정에서의 정책(Work and family initiatives)
- 출산휴가 및 부성휴가 (Maternity and paternity leave): 휴가 완료 이후 같은 임무로 복귀할 수 있는 권리를 포함
- 무상 또는 보조금이 지원되는 보육서비스 이용
- 탄력적 근무 시간(Flexible working hours)
- 차별 금지 법안(anti-discrimination legislation): 고용에 있어 양성 평등 보장

○ 출산 및 양육을 지원하는 광범위한 사회적 변화(Broad social change supportive of children and parenting)
- 청년층의 취업상태를 개선하기 위한 고용정책
- 아동 친화적인 환경 조성: 예를 들어 교통신호, 안전한 지역사회, 놀이시설의 확보 등
- 양성 평등: 사회보장제도, 조세 및 이전지출에서 성별에 따른 차별 해소 등
- 결혼에 대한 지원
- 아동 및 양육에 대한 우호적인 사회 분위기 조성

이상과 같은 분류에서 알 수 있는 것은 출산에 영향을 줄 수 있는 정책적 수단이 범위 및 영향을 미치는 방식에서 매우 다양하다는 점이다. 다만 이 분류에 따르면 일부 정책은 매우 포괄적인 정책 의제(agenda)로서 출산율에 미치는 효과도 간접적이므로 출산장려만을

위한 정책으로 보기는 어렵다. 그리고 국가 간 비교를 용이하게 한다는 점에서도 출산에 영향을 주기 위해 특별히 의도된 출산장려정책을 중심으로만 살펴보는 것이 바람직할 것이다. 구체적으로는 D′Addio and Mira d′Ercole(2005)에 따라 출산장려정책을 조세 및 지원금(tax benefits and cash transfer), 보육서비스 제공(childcare arrangements), 양육 휴가(parental leave)로 나누어 그 내용을 소개한다.

조세 및 지원금은 자녀와 관련된 현금 지급 또는 세액공제, 소득공제를 통한 정책이다. 현금 지급은 정기적으로 자녀의 부양자에게 지급하는 방식이 일반적이나, 경우에 따라 자녀의 출산 또는 입학에 맞추어 지급하는 방식도 있다. 수혜 자격도 자녀를 둔 모든 가구에 지급하는 경우와 저소득층에 대해서만 지급하는 경우(means-tested) 등 구체적인 지급방식은 매우 다양하다. OECD국가 중 최근 이러한 제도를 도입한 예를 살펴보면, 프랑스는 2004년부터 신생아 어머니에게 800유로를 지급하고 있으며, 이탈리아에서는 2004년 두 번째 자녀에 대해 1,000유로를 지급하는 제도를 도입하였다. 그러나 지원금의 액수가 크지 않아서 출산의 증가로 효과가 나타나는지 여부는 다소 불분명하다. 조세제도를 이용한 출산장려정책은 자녀가 있는 가구에 대해 소득공제, 세액공제 등 세제상의 우대를 제공하는 방식이다. 최근 도입된 제도로는 스페인에서 3세 이하 자녀를 둔 여성 근로자에 대해 1,200유로의 세액공제를 허용하고 있으며, 영국의 경우 이미 잘 알려진 아동세액공제(Child Tax Credit)제도가 2003년부터 시작되었으며, 호주에서도 자녀가 있는 경우 공제를 허용하는 제도가 최근 도입되었다. 또한 세제와 관련하여 중요한 이슈 중의 하나는 과세단위를 개인으로 할 것인지 아니면 가구로 할 것인지의 문제이다. 일반적으로 누진적인 소득세제 아래에서 개인을 과세단위로 하는 것이 가구의 두 번째 임금소득자의 근로 유인을 높

인다고 알려져 있다. 실제로 2003년 현재 OECD국가 중 19개국은 개인에 대한 과세, 5개국은 합산과세, 6개국은 두 제도 중 하나를 선택할 수 있도록 하고 있다. 그러나 가족을 대상으로 한 각종 공제, 수당, 지원금 등으로 인하여 대부분의 OECD국가에서 적어도 저소득층에 대해서는 실질적으로 가구를 단위로 하여 과세 및 지원금 지급이 이루어지는 것으로 볼 수 있다. OECD국가 중 남유럽국가들은 여성의 경제활동이 낮고 결혼과 자녀 양육이 매우 밀접하게 연관되어 있어서 주로 남편에 대해 부양가족에 대한 공제 및 지원금을 지급하는 형태로 제도가 운영되고 있다. 반면 북유럽국가에서는 여성의 경제활동 참가가 높고 결혼 이외의 가구 형태(cohabitation)의 비중이 높으므로 모든 개인에 대해 금전적 지원을 제공한다는 특징이 있다.

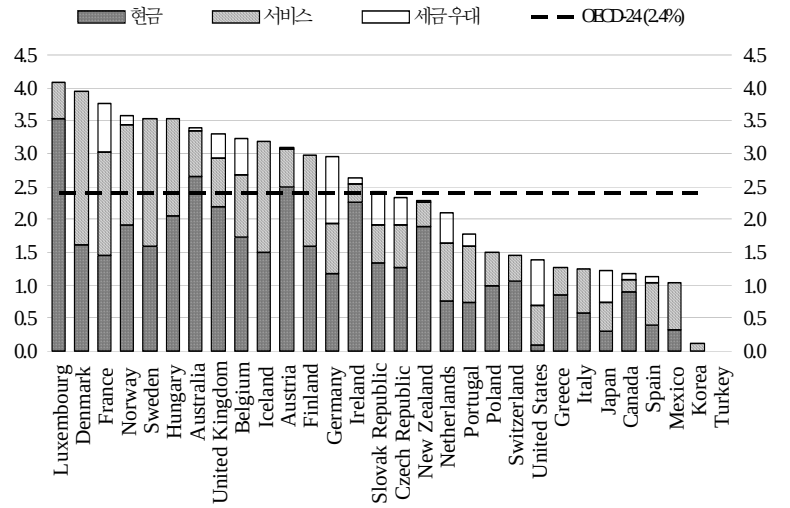
OECD국가에 대해 세제와 지원금을 모두 고려하여 자녀의 유무에 따른 평균유효세율을 비교하면 다음과 같은 특징을 확인할 수 있다. 하나는 자녀가 있는 가구에 주어지는 세제 혜택이 국가에 따라 매우 차이가 난다는 점이다. 헝가리, 룩셈부르크, 스페인, 이탈리아 등은 유자녀 가구에 대한 우대가 매우 강한 편이며, 반면 그리스, 일본, 한국, 뉴질랜드는 세제상의 혜택이 미미한 것으로 드러났다. 다음은 유자녀 가구에 대해 주어지는 혜택이 한부모 가구보다 양부모 가구에 대해 더 높다는 점이다. 특히 이러한 현상은 덴마크, 핀란드, 그리고 스웨덴 등에서 뚜렷이 나타났다. 마지막으로 유자녀 가구에 대해 주어지는 혜택이 가구의 소득이 늘어남에 따라 감소하여 주로 저소득층을 중심으로 출산을 지원하는 정책이 집중되고 있음을 알 수 있다.

마지막으로 [그림 Ⅲ-1]은 OECD국가가 현금 지급, 서비스, 또는 세제를 이용한 지원규모를 GDP에 대비하여 나타내었다. 이에 따르면 OECD 평균은 GDP 대비 2.4%이고 국가별 편차가 매우 큰 것을

알 수 있다. 규모가 큰 국가로는 룩셈부르크, 덴마크, 프랑스, 노르웨이 등이 있으며, 스페인, 멕시코, 한국, 터키 등은 정부지출 규모가 작은 국가에 속한다.

[그림 III-1] 가족정책 관련 현금 지급, 서비스, 세제지원을 통한 정부지출 규모

(2003년 GDP 대비 비율)



자료: OECD Family database

두 번째로 살펴볼 출산장려정책은 보육서비스 제공에 관한 것이다. 여기에는 정부가 보육시설을 직접 건립하는 정책, 민간시설에 대한 품질 또는 가격 규제 등을 통해서 일정 품질의 공식적인 보육서비스가 적정한 가격에 공급되도록 하는 정책을 비롯하여 부모의 보육비용 부담을 줄이기 위해 보육시설 또는 부모에게 보조금을 지원하거나 보육서비스를 이용할 수 있는 바우처(voucher)를 제공하는 등의 정책을 포함한다. 일정 수준 이상의 보육서비스를 적절한

가격에 제공하는 것이 중요한 이유는 이러한 서비스가 제공되지 않는 경우 어머니가 직장 생활을 포기하거나 또는 비공식적인 저품질의 보육서비스에 의존한 채 직장 생활을 유지해야 하므로 자녀를 출산하고 양육하는 데 큰 장애요인이 되기 때문이다.

OECD국가 중 3세 미만 아동 중 공식적 보육시설을 이용하는 비율은 덴마크의 경우 60%를 넘지만 체코, 그리스, 호주, 스페인, 이탈리아 등은 5% 미만으로 국가별로 매우 큰 차이를 나타낸다. 한편 3~6세 아동에 대해서도 벨기에, 네덜란드, 프랑스는 거의 100%에 가까운 반면 한국은 약 20%가 넘는 정도에 불과하다. 이러한 공식적 보육서비스 공급의 상당부분은 정부가 직접적 또는 간접적으로 지원하므로 보육시설에 대한 정부지출도 마찬가지로 국가별로 큰 차이를 나타낸다. <표 Ⅲ-1>은 OECD국가의 보육 및 유치원 교육에 대한 아동 1명당 정부 지출에 대한 자료로서 회원국 간 보육 관련 정부지출 규모의 차이를 뚜렷하게 보여준다.

민간 보육시설에 주로 의존하는 국가에서는 서비스에 대한 접근성이 높은 반면 비용이 비교적 높다는 단점이 있으므로, 이 경우 보육비용을 소득세에서 공제하여 보육서비스를 보조하는 방식이 사용되고 있다. 예를 들어 벨기에, 프랑스, 독일, 그리스, 룩셈부르크, 네덜란드, 포르투갈, 영국 등이 이에 해당한다. 반면 공식적 보육서비스의 대부분을 정부가 직접 공급하는 국가의 경우 가격을 저렴하게 책정하여 부모의 보육비용 부담을 경감하는 방법을 사용한다.

보육비용에 대한 지원 방법이 다양한 만큼 실제 보육비용 지출 또한 국가별로 매우 상이하다. 2세와 3세의 두 자녀를 둔 대표적 가구가 풀타임 보육서비스를 이용하는 경우 가구소득에서 보육비용이 차지하는 비중은 아일랜드, 영국은 40%에 이르는 반면, 덴마크, 핀란드, 독일, 그리스, 헝가리, 아이슬란드, 스웨덴은 10% 미만으로 나타나서 국가별 차이가 상당한 것으로 드러났다.

<표 III-1> 아동 1명당 유치원 및 보육에 대한 정부지출

(단위: US$)

	아동 1명당 유치원 교육에 대한 정부 지출	아동 1명당 보육에 대한 정부 지출
Denmark	4,824	8,009
Norway	3,895	6,085
Sweden	4,091	5,530
Finland	4,069	4,186
France	4,744	4,009
Iceland	6,781	3,408
Austria	6,205	3,251
Germany	4,865	3,084
Netherlands	5,497	2,025
Belgium	4,663	1,900
United Kingdom	7,153	1,850
Ubited States	7,755	1,803
Czech Republic	2,660	1,507
Ireland	-	1,430
Portugal	4,489	1,289
Japan	3,766	1,252
Spain	4,151	1,234
Slovak Republic	2,641	1,110
Switzerland	3,558	919
Australia	-	874
New Zealand	4,325	672
Mexico	2,069	612
Korea	2,628	144
Italy	6,116	-
Hungary	3,985	-
Poland	3,269	-

자료: OECD Family database

<표 Ⅲ-2> OECD국가의 출산휴가, 부성휴가, 양육 휴가 관련 사항 (2005년/2006년)

	Maternity Leave	% rate of allowance	FTE paid maternity leave	Paternity leave	% rate of allowance	FTE paid Paternity leave	Paternity leave	% rate of allowance	FTE paid Paternity leave	Parental leave (unpaid)
Australia	x(6)	..	..	x(6)	..	..	..	..	..	52
Austria	16	100	16	0.4	100	0.4	104	21	21.84	..
Belgium	15	82/75	11.53	2	100	2	12	20	2.4	..
Canada	17	55	9.35	..	..	..	35	55	19.25	..
Czech Repuplic	28	69	19.32	..	..	..	156	10	15.6	....
Denmark	18	100	18	2	100	2	32	90	28.8	....
Finland	18	65	11.7	3	100	3	26	60	15.6	....
France	16	100	16	2	100	2	156	25.8	40.2	..
Germany	14	100	14	..	..	..	104	11	11.4	52
Greece	17	100	17	0.4	100	0.4	..	..	..	28
Hungry	24	70	16.8	1	100	1	80	70	56	52
Iceland	13	80	10.4	13	80	10.4	13	80	10.4	..
Ireland	18(8)	80	14.4	0.4	100	0.4	..	..	..	28
Italy	21	80	16.8	..	..	..	12	30	3.6	24

<표 III-2>의 계속

	Maternity Leave	% rate of allowance	FTE paid maternity leave	Paternity leave	% rate of allowance	FTE paid Paternity leave	Paternity leave	% rate of allowance	FTE paid Paternity leave	Parental leave (unpaid)
Japan	14	60	8.4	..	..	..	..	..	..	..
Korea	12	100	12	...	...	..	36	17	6.12	..
Luxembourg	16	100	16	0.4	100	0.4	26	62	13.12	..
Mexico	12	100	12	..	..	..	..	..	..	..
Netherlands	16	100	16	0.4	100	0.4	..	..	..	24
New Zealand	12	50	6	..	..	..	..	..	..	..
Norway	9	80	7.2	6	80	3.2	42	100	42	..
Poland	16	100	16	2	100	2	156	14.6	22.7	..
Portugal	17	100	17	1	100	1	..	..	..	24
Slovak Republic	28	55	15.4	..	..	..	156	24	37.44	..
Spain	16	100	16	0.4	100	0.4	..	..	..	156
Sweden	15	80	12	11	100/80	9.2	51	80	40.8	..
Switzerland	16	100	16	..	..	..	..	..	..	..
Turkey	12	66	7.92	..	..	..	..	..	..	..
United Kingdom	28(26)	90	12	2	25	0.5	..	..	..	26
United States	12	0	0	..	..	..	..	..	..	..

자료: OECD Family database

마지막으로 살펴볼 정책수단은 출산휴가(maternity leave)에 관한 정책이다. 출산 직전과 직후 여성에게 주어지는 출산휴가는 대부분의 국가에서 법적으로 보장되어 있으며 휴가중에 일정한 급여가 지급된다. 법정 유급 출산휴가의 도입 과정을 보면, 1970년대 말까지는 핀란드, 노르웨이, 스웨덴, 이탈리아, 호주, 독일, 프랑스 등에서 13주 이상의 휴가제도가 도입되었고, 1990년대에는 16개 국가에서 13주보다 더 긴 휴가제도가 정착되었으며, 최근에는 20여개 국가에서 1년 이상의 유무급 출산휴가제도를 시행하고 있다. 대개 출산휴가는 일정기간 해당 고용주와 풀타임 근로계약을 유지한 경우에 한해서 허용되는 것이 일반적이다. 그러나 스칸디나비아 국가, 네덜란드, 독일의 경우에는 임시직 또는 실업자 등을 포함하는 보다 넓은 범위의 여성에 대해 휴가가 허용된다. 예외적으로 호주와 미국에서는 전국적으로 시행되는 법정 출산휴가제도가 없으나 사용자와의 단체협상 또는 주별 법령을 통하여 출산휴가제도가 사실상 시행되고 있는 경우가 많다.

휴가 기간중 지급되는 급여의 수준은 과거 소득에 따라 설정되는 것이 일반적이며 경우에 따라 과거 소득 전액이 지급되기도 한다. 그러나 휴가 기간이 길어짐에 따라 급여 수준은 감소하도록 조정하는 것이 일반적이다. OECD국가의 출산휴가 관련 조건에 대한 사항은 <표 Ⅲ-2>에 보고하였다.

2. 출산장려정책의 효과

앞서 출산에 관한 이론적 모형에 따라 자녀 양육에 소요되는 비용을 줄이는 정책이 출산의 증가로 이어질 수 있다는 논리적 근거를 제시한 이론의 전통을 살펴보았고, 또한 대부분의 OECD국가에서 다양한 형태의 출산장려정책을 수행하고 있으며 이를 위하여 상당한 정부 지출이 소요됨을 확인하였다. 그렇다면 과연 출산장려정책

이 의도된 결과인 출산을 증가시키는 효과를 가져왔는지, 그리고 효과의 크기는 얼마나 되는지를 검토하는 것이 필요하다. 출산정책의 효과에 대해서는 사회학, 인구학, 경제학 등 다양한 학문 분야의 연구자에 의하여 연구가 진행되어 상당한 연구 성과가 축적되었다.

여기서는 Gauthier(2007), Sleebos(2003) 등 출산정책의 효과를 분석에 대한 기존 서베이 연구 결과를 기초로 하여 정책효과를 정리하였다. 서베이 연구가 주로 다양한 통제변수를 고려한 계량경제학적 방법을 이용한 연구 결과를 중심으로 정리되어, 설문조사에 대한 응답을 통한 연구, 또는 출산율과 정책변수 간의 단순한 상관관계를 분석한 연구 등은 여기에서도 제외되었다. 또한 앞 절에서 정책 현황에 대해서 소개한 순서와 일치하도록 분석 대상이 된 정책의 종류에 따라 연구결과를 소개하였다. 그리고 구체적 연구 및 내용에 대해서는 <표 Ⅲ-3>에 요약하여 정리하였다.

먼저 출산장려금 지원의 효과를 분석한 연구들은 대체로 출산율을 높이는 유의미한 효과를 발견하였다. 그러나 연구에 따라 출산율을 올리는 효과가 크지 않은 것으로 나타나기도 하였다. Blanchet and Ekert-Jaffee(1994)은 정책의 도입으로 부인 1명당 0.2명의 자녀를 더 가지게 된다고 예측한 반면, Gauthier and Hatzius(1997)은 장려금 25% 증가가 합계출산율을 약 0.07명 정도 증가시킬 것으로 보았다. Milligan(2000)과 Whittington(1990)은 각각 캐나다의 퀘벡주와 미국에 대해 유자녀 가구에 대한 세액공제제도의 효과를 분석하여 출산율이 매우 유의미하게 증가하는 효과를 발견하였다. 반면 Gauthier(2001)과 Georgellis and Wall(1992)는 그 효과가 제한적일 것이라는 반대의 연구 결과를 제시하였다. 미시자료를 이용한 연구도 대체로 출산율이 증가하는 효과를 발견하였으나, 그 효과의 크기는 출산순서(birth order)에 따라 달라지는 것으로 나타났다. 연구에 따라 첫 출산에 미치는 효과가 이후 출산보다 큰 경우도 있으나

반대의 경우도 있어서 일반적인 결론을 내기는 어렵다 (Lefebvre and Merrigan 2001, Laroque and Salanie 2004).

다음으로 출산휴가에 따른 효과를 분석한 연구의 결과도 마찬가지로 간단하게 정리하기 어렵다. 일부 연구에서는 출산휴가제도의 도입이 출산율을 증가시키는 약한 효과를 발견하였으나, 출산율에 미치는 양(+)의 효과를 발견하지 못한 다른 연구도 존재한다. Hyatt and Milne(1991)는 출산휴가 급여의 1% 상승이 캐나다의 합계출산율을 0.09~0.26% 증가시킬 것이라는 결과를 제시하였고, Buttner and Lutz(1990)은 독일의 경우 출산휴가 기간의 연장과 유급휴가제도의 도입으로 인하여 출산율이 상승하였다는 근거를 발견하였다. 반면 Gauthier and Hatzius(1997)은 OECD국가를 대상으로 한 연구에서 휴가기간 및 급여수준이 합계출산율과 관계가 없다는 연구결과를 제시하였다. D′Addio and Mira d′Ercole(2005)의 연구에서도 휴가기간 중 소득대체율은 출산율을 유의미하게 높였으나, 휴가기간은 유의미한 효과를 나타내지 못하였다. 반면 탄력적 근무시간의 도입(Castles 2003) 및 파트타임 일자리(Del Boca 2002)는 출산율을 높이는 효과를 가져온 것으로 나타났다.

마지막으로 보육서비스의 제공에 따른 효과를 분석한 연구로서 Kravdal(1996), Castles(2003), Del Boca(2002)은 각각 노르웨이, OECD국가에서 공식적인 보육서비스에 대한 이용 기회가 확대되면서 출산율이 증가한 결과를 보고하였다. 한편 Hank and Kreyenfeld (2001)은 독일에 대한 연구에서 보육서비스 제공의 증가가 첫 자녀의 출산에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 결과를 보고하였다.

이상의 논의를 정리해보면, 대다수의 연구에서 출산장려정책은 출산율을 높이는 효과를 갖는 것으로 볼 수 있다. 다만 그 효과의 크기가 크지 않을 수 있고, 연구에 따라 출산율 증가의 유의미한 효과를 발견하지 못한 경우도 있으므로 결론을 일반화하는 것에 주의

가 필요하다. 또한 연구 결과의 다양함으로 인해서 여러 가지 정책 수단 중 효과성에 따라 우열을 비교하는 것 역시 곤란할 것으로 보인다. 따라서 일반적으로 출산장려정책의 효과성은 인정하되 효과의 크기에 대해서는 구체적인 정책상황을 고려하여 판단하여야 할 것이다.

<표 Ⅲ-3> 출산장려정책의 효과에 대한 선행연구 정리

연구	자료	종속변수	정책변수	결과
Castle(2002)	[국제비교] 1990년대 OECD	TFR	공식적인 보육서비스 제공여부, 공공보육서비스, 출산 및 양육휴가, 가족정책 관련 정부지출, 탄력적 근무	(3세 이하 자녀에 대한) 공식적 보육서비스의 존재가 매우 중요, 탄력적 근무는 약한 효과, 다른 정책은 큰 효과 없음
Blanchet and Ekert-Jaffe(1994)	[국제비교]1969-83 서유럽 11개국	TFR	가족정책에 대한 다양한 지표	유의미한 양(+)의 효과
Gauthier and Hatzius(1997)	[국제비교]1970-1996 22개 OECD 국가	TFR	현금 지원금(cash benefits)	작지만 양(+)의 효과
D'Addio and Mira d'Ercole(2005)	[국제비교]1980-1999 16개 OECD 국가	TFR	유자녀가구에 대한 유효세율, 양육휴가 기간, 휴가중 소득대체율	세율 -, 휴가기간 ?, 소득대체율 +
Duclos et al (2001)	[캐나다] Vital statistics and survey of consumer Finances, 1981-1997	출산 부인의 비율	현금 지원금 지급 여부 (Quebec 더미)	양(+)의 효과
Hyatt and Milne(1991)	[캐나다] Official Statistics, 1948-1986	TFR	출산 급여	유의미한 작은 양(+)의 효과. 출산급여의 1% 증가는 출산율을 0.26% 증가
Lefebvre and Merrigan(2001)	[캐나다] 1981-1997	단계별 출산율	가족수당	양(+)의 효과, 특히 세 번째 출산

<표 III-3>의 계속

연구	자료	종속변수	정책변수	결과
Milligan(2000)	[캐나다] Quebec	TFR	조세정책	양(+)의 효과, 특히 세 번째 출산
Laroque and Salanie(2005)	[프랑스] Enquetes Emploi 1997-1999	단계별 출산율	현금 지원금	양(+)의 효과, 특히 두 번째 이상의 출산
Buttner and Lutz(1990)	[독일] Official Statistics, 1964-1987	연령대별 출산율	1976년 가족정책	정책집행후 5년간 양(+)의 효과
hank and Kreyenfeld(2001)	[독일] German Socio-Economic Panel Studay, 1984-1995	첫출산 확률	공공보육시설의 존재	효과 없음
Del Boca (2002)	[이탈리아] Bank of Italy's Survey of Households' Income and Wealth, 1991-1995	노동시장 참가	공공보육시설의 존재, 파트타임 일자리의 존재	양(+)의 효과
Ronsen(1999)	[핀란드, 노르웨이]1988 Norewegian Family and occupation survey, 1989 finnish Population Survey	출산율	양육 휴가	작지만 양(+)의 효과, finland에서 강한 효과
Kravdal(1996)	[노르웨이]Family and Occupation Survey 1988	출산율	보육시설	약한 양(+)의 효과, 보육시설이용률의 20%p 증가는 출산율 0.05 증가

<표 Ⅲ-3>의 계속

연구	자료	종속변수	정책변수	결과
Olah(1996, 1998)	[스웨덴] 1992-1993	두번째 출산율	가족정책에 대한 다양한 지표	양(+)의 효과
Walker(1995)	[스웨덴] 1955-1990	TFR	출산급여, 공공보육시설 존재, 자녀수당	1970년대 이후 약하지만 양(+)의 효과
Beets(2001)	[네덜랜드] 2000	첫출산 연령	가족정책에 대한 지표	첫출산 연령이 약간 감소
Barmby and Cigno(1990)	[영국] 1980 Women and employment survey	CFR	첫자녀에 대한 지원금	양(+)의 효과
cigno and Ermisch(1989)	[영국] 1980 Women and employment survey	CFR	아동수당, 조세	아동수당 양(+)의 효과, 조세는 음(-)의 효과
Blau and Robins(1998)	[미국] Employment opportunity pilot projects 1980	출산율	보육시설의 존재 및 비용	보육비용의 증가는 비근로 여성의 출산율을 하락, 근로 여성의 경우는 효과 없음
Georgellis and Wall(1992)	[미국] 1913-1984	출산율	피부양자 공제	약한 양(+)의 효과
Whittington, Alm, and Peters(1990)	[미국] 1913-1985	출산율	공제액의 실질가치	강한 양(+)의 효과

주: Gauthier(2007)와 Sleebos(2003)의 결과를 바탕으로 추가 자료를 업데이트하여 구성하였음.

Ⅳ. 선행연구

출산과 관련된 동학구조모형(dynamic structural model)은, 정학적 모형(static model)에서 생애 중 한 번의 결정으로 출산에 대한 결정이 이루어진다는 가정 대신에, 시간에 따른 프로파일(time profile)을 명시적으로 고려하게 된다. 이 장에서는 이러한 동학구조모형을 이용해서 구조모수를 추정하고 출산결정과 관련된 분석을 시도한 문헌들을 소개한다.

1. Wolpin(1984)

Wolpin(1984)은 출산결정을 동적구조모형을 이용하여 본격적으로 분석한 첫 번째 연구라고 볼 수 있다[3]. 188개의 말레이시아의 샘플을 이용하여, 구조모형을 추정하고 이를 이용하여 가구의 사회·경제상황이 출산에 미치는 영향을 추정 및 분석하였다.

좀 더 구체적으로 모형을 살펴보면, 가임기 여성은 매기 자녀의 출산 여부에 대한 이항결정(binary choice)을 한다. 분석에서 Wolpin은 효용함수 대신에 수익함수(reward function)라는 용어를 사용했지만, 본질적으로 동일한 것이라고 볼 수 있다. 그 구체적인 형태는 다음과 같다.

- 출산시: $R_1(t) = U(M(t-1)+1, x(t)) + \epsilon(t)(M(t-1)+1)$

3) Rosenzweig and Schultz(1985)도 동적 구조모형 추정을 시도했다고 볼 수 있지만, DP문제를 직접 푼 것은 아니다.

- 비출산시: $R_2(t) = U(M(t-1), x(t)) + \epsilon(t)M(t-1)$

여기에서 $M(t)$는 t기까지의 자녀의 수이다. 한 가지 특이한 점은, t기의 출산 결정에 자녀의 수만 중요할 뿐 자녀의 성별이나 분포는 고려되고 있지 않다는 데에 분석의 한계가 존재한다.

말레이시아 샘플을 이용해 실증 분석한 결과 다음과 같은 발견을 하였다. 첫째, 자녀 수의 한계효용은 자녀 수에 대해 증가하지만 그 정도는 감소하는 경향이 있다. 둘째, 소비와 자녀 수는 조대체제(gross substitutes) 관계에 있다. 셋째, 교육수준이 높을수록 아이의 한계효용은 낮은 경향이 있다. 넷째, 남편의 소득은 자녀 수에 양(+)의 효과를 미친다. 마지막으로, 소득이 증가하는 가정의 경우 출산을 늦추는 경향이 있음을 발견했고 이는 Heckman & Willis(1976)의 결과와 유사하다.

이러한 발견들을 경제학적 용어로 정리해 보면, 출산 결정은 다소 작은 양(+)의 소득효과와 큰 음(-)의 교육효과가 있다. 자녀 사망 시 추가적인 출산 결정과 관련해서는 다소 작은 대체(replacement)효과가 있다고 볼 수 있다. 영아 사망률은 출산 결정에 음(-)의 효과를 미친다.

2. Hotz & Miller(1989, 1993)

위의 Wolpin(1984)의 연구가 출산에 대한 통제를 직접 통제변수(control variable)로 모형화하였다면, Hotz&Miller(1989, 1993)는 출산을 위한 노력을 통제변수로 함으로써 출산 과정에서의 불확실성을 모형에 포함시켰다.

가임기 여성은 불임(sterilization), 불완전 피임(imperfect contracept), 피임을 하지 않을 결정(no contracept)을 내릴 수가 있다. 각각의 경우 다음과 같은 수익함수를 정의하였다.

- 불임 결정: $R_1(t) = U(x(t), l(t), M(t-1)) + d_1(t)\epsilon_{1t}$
- 불완전피임: $R_2(t) = U(x(t), l(t), M(t-1)) + d_2(t)\epsilon_{2t}x$
- 비피임: $R_3(t) = U(x(t), l(t), M(t-1)) + d_3(t)\epsilon_{3t}$

위와 같은 수익함수가 주어졌을 때 여성은 출산을 위한 노력에 대한 결정을 내리고 그 결과로서의 출산은 외생적인 확률분포로 주어진다.

기존의 연구와 다른 또 하나의 특징은 Wolpin(1984)의 선행연구에서는 자녀의 수만 중요했다면, Hotz&Miller의 연구에서는 자녀의 분포, 즉 자녀의 연령구조도 차후의 출산 결정에 영향을 준다는 점이다.

3. Francesconi(2002)

Francesconi(2002)의 연구는 원래는 출산으로 인한 경력 단절이 노동시장 참여 결정에 미치는 영향을 분석하고 있다. 따라서, 출산보다는 노동공급의 측면이 자세히 분석되어 있다. 하지만, 노동공급과 출산을 동시에 동적 상황하에서 모형화함으로써 각 결정의 상호작용을 좀 더 자세하게 분석하였다[4].

여성은 매기 노동공급(전일제 혹은 시간제)과 출산의 결정을 내린다. 노동시장에 참가함으로 인해서 인적자본을 축적하게 되고 이는 미래에 대한 투자로서 미래의 임금을 상승시키는 역할을 하게 된다. NLS Young Woman(1968~1991)에서 5,159명의 19세에서 24세까지의 백인여성의 샘플을 이용하여 다음과 같은 발견을 하였다. 첫째, 여성이 전일제 부문에 노동공급을 하는 이유는 경력 및 학력으로 대표되는 인적자본의 효과가 크기 때문이다. 반면 시간제 부문에서는

4) 기존의 실증분석에서는 노동공급과 출생 결정 간의 내생성(endogeneity 혹은 simultneity)이 문제가 되어 인과관계를 밝히는 데 제약이 있었다(Angrist, 1996).

그러한 효과가 미미하기 때문에 지속성이 떨어진다. 둘째, 전일제 부문과 시간제 부문의 인적자본은 서로 대체성이 낮다. 셋째, 소득이 높을수록 아이에 대한 한계효용이 낮다.

Francesconi(2002)의 연구에 있어서 가장 큰 약점은 기혼자나 결혼경력(ever married)이 있는 여성들만 분석대상으로 함으로써 결혼에 대한 결정이 없다는 점이다. 결혼은 출산 및 노동공급에 큰 영향을 미치게 된다. 가령, 결혼을 한 여성과 결혼을 하지 않은 여성은 자녀를 갖고자 하는 선호가 매우 다를 수가 있다. 즉, 표본선택의 문제가 생길 수 있다.

Ⅴ. 모형의 이론적 개관

1. 모형의 가정

가임기의 여성은 매기 결혼, 출산 및 노동공급의 결정을 하게 된다. 분석의 편의를 위해 다음과 같은 가정을 하자.

① 결혼한 여성만이 출산을 할 수 있다[5].
② 출산에 대해서는 완전한 통제(perfect control)가 가능하다[6].
③ 가임기간은 19세에서 51세까지이며, 52세에서 60세까지는 51세의 결정을 바꾸지 않고 산다.

위와 같은 가정하에서, 여성은 합리적 기대하에서 식 (4)와 같이 주어진 자신의 생애주기효용함수(lifetime utility)를 극대화하기 위해서 매기 결혼, 노동공급, 그리고 출산의 결정을 내리게 된다.

식 (4) $$\sum_{t=t_1}^{60} \beta^{t-t_1} E_t(u(x_t, \epsilon_t, d_t))$$

2. 모형설정

편의를 위해서, <표 Ⅴ-1>과 같이 모형에서 사용될 기호를 정의하자.

---

5) 즉, 혼외 출산은 허용되지 않는다. 따라서, 미혼여성에게 출산 결정은 없다.
6) 부부가 아이를 갖고 싶을 때 매기 임신·출산이 가능하다.

<표 Ⅴ-1> 기호의 정의

기호	정의	기호	정의
p_t	시간제더미	YN_t	어린 자녀 수
f_t	전일제더미	ON_t	나이든 자녀 수
n_t	출산더미	τ_t	조세정책
ms_t	결혼상태	g_t	재정정책
N_t	자녀 수	a_t	나이
$X_t^p,\ X_t^f$	각 노동부문에서의 인적자본	S_t	학력

문제의 여명(horizon)은, 관측되기 시작하는 시점을 0기로 하고 만 60세가 되는 시점을 종점(terminal period)이라고 가정하자. 그리고 0기의 상태변수들을 초기치(initial value)로 가정하자. 문제에서의 상태변수(state variables)는 다음과 같다.

식 (5) $$\Omega_t = \left\{X_t^p,\ X_t^f,\ N_t,\ ms_t,\ S_t,\ a_t,\ \tau_t,\ g_t, \epsilon_t\right\}$$

각 노동부분에서의 인적자본은 얼마나 되는지(X^f, X^p), 현재 자녀수는 몇 명인지(N), 결혼상태는 어떤지(ms), 학력과 나이(a, S), 현재 주어진 정부의 조세 및 재정정책(τ, g)이 각 시기의 시작시점에 여성에게 상태변수로서 주어진다. 그리고 ϵ_t는 의사 결정자인 가임기 여성은 관측할 수 있지만 계량경제학자는 관측할 수 없는 관측되지 않는 개인적 이질성(unobserved individual heterogeneity)이다[7].

7) 관측되지 않는 이질성 중에서 출산력(fecundity)과 같이 시계열적 상관관계(serial correlation)가 있는 것들은 분석의 편의상 현재의 모형에서는 배제되었다. 하지만, 이러한 개인의 이질성은 차후의 모형에서는 당

식 (5)와 같이 상태변수가 주어졌을 때, 가임기의 여성에게는 다음과 같이 선택집합이 주어진다고 가정하자.

- 결혼 선택: $ms_t = \begin{cases} 1 & \text{결혼했을 경우} \\ 0 & \text{다른 경우} \end{cases}$
- 출산 선택: $n_t = \begin{cases} 1 & \text{출산했을 경우} \\ 0 & \text{다른 경우} \end{cases}$
- 전일제 선택: $f_t = \begin{cases} 1 & \text{전일제인 경우} \\ 0 & \text{다른 경우} \end{cases}$
- 시간제 선택: $p_t = \begin{cases} 1 & \text{시간제일 경우} \\ 0 & \text{다른 경우} \end{cases}$

매기 가임기의 여성은 결혼, 출산, 그리고 노동공급을 결정하게 된다. 좀 더 구체적으로는, 노동공급을 할 경우 전일제 부분(full-time job) 혹은 시간제 부분(part-time job)을 선택할 수 있다. 노동공급을 가사노동이 아니라 노동시장에 하게 되면, 그 결과로 인적자본[8]이 축적되어 미래 임금에 영향을 미치게 된다는 점에서 Ben-Porath (1969)의 내생적 임금결정을 고려한 노동공급모형과 같은 선상에 있는 모형이라고 볼 수 있다.

출산 선택의 경우, 가정 ①~③에 따라서 가임 여성에게 출산 결정이 가능한지의 여부가 주어진다. 출산 결정에 대한 완전한 통제가 가능하다는 가정에 따라 매기 기혼여성이 추가적인 자녀를 가지겠다고 결정을 내리면 그 기에 출산이 가능하다. 하지만, 이와 같은 가정은 부부의 출산 결정의 현실을 고려해 봤을 때 아주 비현실적일 수도 있다. 왜냐하면, 실현된 출산이 계획에 따른 출산이 아닐 수도

연히 포함할 예정이다.

8) 인적자본이라고 하면 보통 학력을 의미하는 경우가 많다. 하지만, 본 연구에서는 학력 이외에도 노동시장 참가를 통해 획득한 직업시장의 경력을 인적자본이라고 보고 있다. 이는 Ben-Porath(1969)와 Francesconi(2002)의 인적자본의 정의와도 부합한다.

있을 뿐만 아니라 부부가 출산계획을 하고 출산을 위해 노력하지만 출산이 이루어지지 않는 경우도 있기 때문이다. 따라서 Hotz와 Miller(1989)의 경우처럼 출산 결정 대신에 피임 결정 혹은 피임 노력을 결정하는 것이 좀 더 현실적인 모형일 수 있다. 하지만, 그렇게 하기에는 다음과 같은 현실적인 어려움이 있다. 먼저, 피임 결정에 대한 자료를 얻기가 힘들다. 보통의 서베이에서는 가구의 출산 결정은 쉽게 관측할 수 있지만 피임의 결정은 대체로 관측이 불가능하다. 따라서 모형상에서 출산 결정 대신에 피임 결정을 넣어도 이를 통제하고 있는 구조모수를 추정해내기가 쉽지 않다. 따라서 다소 비현실적이긴 하지만, 지금으로서는 출산 결정으로 실제 선택을 근사하는 것이 최선이라고 생각한다.

식 (4)에서 사용된 1기 효용함수(one-period utility function)는 다음과 같이 형태를 갖는다고 가정하자.

식 (6)

$$\begin{aligned} u(x_t, \epsilon_t, d_t) = & \alpha_c c_t + \alpha_L L_t + \alpha_N N_t + \alpha_{N^2} N_t^2 \\ & + \alpha_p p_t + \alpha_f f_t + \alpha_m m s_t + \epsilon_t \\ = & \tilde{u}(x_t, d_t) + \epsilon_t \end{aligned}$$

여기서 c_t는 소비이고, L_t는 여가이다. 소비는 가처분소득, 즉 예산제약에 따라 결정되고, 여가는 노동공급 상태에 따라 결정된다[9]. 자녀의 수가 효용에 주는 효과는 자녀의 수에 대해서 2차함수라고 가정하자. 즉, 첫 번째 자녀와 두 번째, 세 번째 자녀가 주는 한계효용은 다를 수 있다는 가정이다. 이러한 2차함수의 가정은 선형함수보다는 좀 더 현실을 잘 묘사할 수 있다. 선형함수의 경우, 자녀의

9) 소비에 대한 2차함수(혹은 비선형)를 가정하게 되면 추가적으로 저축(saving)을 모형으로 들여와야 하는 어려움이 있다. 저축은 주어진 자료를 가지고 추정하기 어려운 점이 있기 때문에 부득이하게 선형으로 가정하였다. 효용함수가 소비에 대해 선형이면, 생애소득을 최대화시키는 것과 동일한 문제가 된다.

한계효용이 양(+)의 공헌을 할 때 기혼여성이 좀 더 많은 자녀를 가지려고 하는 경향이 생기고 이는 모형이 현실의 자료와 그다지 일치하지 않는 예측을 하게 되는 결과를 낳게 된다. 현실의 자료는 가구당 자녀의 수가 2명과 3명 사이가 최대이고 그 이상의 자녀가 있는 가구의 수는 급속히 감소한다. 따라서 이런 자녀 분포의 패턴을 더 잘 묘사하기 위해서는 선형모형보다는 2차함수의 모형이 좀 더 현실을 잘 표현할 수 있을 것이다[10].

노동공급 상태와 결혼 상태에 따른 고정비용이 존재한다고 가정하자. 더 나아가서, 여성이 노동공급을 하는 부문에 따라서 고정비용이 다를 수 있도록 허용하였다. 나중에도 지적하겠지만, 여성의 여가라는 것이 여성의 노동공급 상태에 따라서 결정되는 것이기 때문에 여가와 2개의 노동공급 상태더미 중에 하나는 추가적인 정보를 전달해주지 못한다. 따라서 3개의 한계효용 중에서 적어도 하나는 정규화(mormalize)해야 한다. 당분간은 여가의 한계효용을 0으로 정규화하도록 하자. 그러면, 노동공급 상태에 따른 한계효용의 일부분은 노동공급에 따라서 희생하여야만 하는 여가의 가치를 포함하고 있다고 볼 수 있다.

결혼상태의 효용함수에 대한 한계공헌(marginal contribution)은 α_m에서 잡히고 있고, 이것의 부호 및 크기가 미혼과 결혼 사이의 매 기간의 효용차이를 보여준다고 볼 수 있다. ϵ_t는 각 선택에 따른 관측되지 않는 개인의 이질성(unobserved individual heterogeneity)으로서 관측되는 부분으로 설명되지 않고 남은 부분으로 해석해 볼 수 있다. 실제로, 여성들은 매우 다양한 이유로 결혼, 출산, 노동공급을 하게 된다. 따라서 위에서 가정한 관측되는 변수들로 설명되지 않는 부분들이 당연히 존재하고 보이지 않는 개인의 이질성은 이런

10) 일부 문헌에서는 소비와 자녀 수와의 상호작용(interaction)을 강조하는 의미에서 소비와 자녀 수의 곱을 넣기도 한다. 현재는, 분석의 상호작용 항을 포함시키지 않았지만, 차후의 연구에서는 포함시킬 예정이다.

부분에 해당된다. 한 가지 짚고 넘어가야 할 부분은 보이지 않는 개인의 이질성이 효용함수의 '더하기'의 형태로 들어갔다는 점이다. 따라선 1기 효용함수는 가산적 분리성(additive separability)을 만족시키고 있다.

다음으로는, 가임기 여성이 처해 있는 예산제약에 대해서 살펴보자. 예산제약은 다음과 같이 주어진다.

식 (7)

$$\begin{aligned} c_t = {} & y^w(p_t, f_t, \tau_t) + y^h(ms_t, \tau_t) + g_t \\ & - (\beta_{YN} YN_t + \beta_{ON} ON_t)(p_t + f_t) - \beta_n n_t \\ & - \beta_p p_t - \beta_f f_t \end{aligned}$$

예산제약은 크게 3부분으로 나누어볼 수 있다. 먼저, 첫 세 개의 항은 소득에 대한 것이다. 첫 번째 항(y^w)은 여성의 시장소득으로서 여성의 노동공급 상태에 따라 결정된다. 두 번째 항은 남편의 소득이고 여성의 결혼 상태에 따라 결정된다[11]. g_t는 정부로부터의 이전소득(transfer)이다. 네 번째와 다섯 번째 항은, 자녀로부터 발생되는 비용에 해당된다. 특히, 네 번째 항은 시장에 노동을 공급하는 여성이 부담해야만 하는 보육비용에 해당된다. 6세 이상의 아이(ON)와 6세 미만의 아이(YN)의 양육 비용이 차이가 있을 수 있도록 모형화 하였다. 출산을 했을 경우, 해당시기에 고정비용(β_n)이 발생하도록 하여 금전적 및 비금전적 출산 비용을 묘사하였다. 마지막 두 항은, 노동시장 참가에 따른 고정비용으로 해석할 수 있다.

소비를 결정하게 되는 소득이 어떻게 결정되는지에 대해 좀 더 살펴보자. 각 노동부문 선택에 따른 여성의 임금은 다음의 임금방정

11) 여성이 가계의 소득을 모두 소비하면서 출산 결정을 하도록 가정하고 있기 때문에, 여성의 총 소득에 부인과 남편의 소득을 합하여 넣었다. 가계 총 소득의 일부분만을 가져간다고 했을 때에도, 효용함수의 선형성 때문에 계수도 같은 규모로 조정이 되기 때문에 차후의 실증분석에 영향을 미치지 않는다.

식에 따라 결정된다고 가정하자. 여성이 전일제 부문에서 노동공급을 했을 경우 아래의 임금방정식 식 (8)에 따라 결정된다고 가정하자.

식 (8) $$\log y_t^{wf} = \gamma_1^f + \gamma_2^f X_t^f + \gamma_3^f \left(X_t^f\right)^2 + \gamma_4^f a_t + \gamma_5^f (a_t)^2 + \gamma_6^f S$$

즉, 전일제 부문의 임금은 여성이 해당 시점까지 전일제 부문에서 축적한 인적자본과 현재의 나이, 그리고 학력에 따라 결정된다. $\gamma_2^f > 0$ 이라면, 인적자본이 축적될수록 여성의 임금(소득)이 증가하게 된다. 따라서, 노동시장 참여를 통해서 인적자본을 축적하게 되면 현재 여성이 받을 수 있는 임금보다 미래에 좀 더 높은 임금을 받을 수 있게 된다.

여성이 시간제 부문에 노동공급을 했을 경우에는, 여성이 전일제 부분에서 받을 수 있는 임금의 일정부분만큼 받을 수 있다고 가정하자[12]. 따라서 전일제부문에서의 경험이 쌓일수록 시간제 부문에서의 임금도 같이 올라간다.

식 (9) $$y^{w,p} = k_p y^{w,f}$$

여성이 기혼인 경우 남편의 소득 역시 다음의 소득방정식에 따라 결정된다고 가정하자.

식 (10) $$\log y_t^h = z_t' \gamma_h$$

여기서 z_t는 여성의 인구·경제학적 특성이다. 위와 같이 남편의

12) 시간제 부문의 경우에는 대안으로 인적자본에 관계없이 시장평균을 받는다고 할 수도 있고, 시간제 부문 특정의 인적자본에 영향을 받는다고 가정할 수도 있다.

소득방정식을 가정하는 근저에는 비슷한 특성을 가진 여성은 비슷한 소득을 가진 남성과 결혼하는 경향이 있다는 선행연구(Francesconi, 2002)를 반영한 결과이다. 즉, 선택결혼(assortative matching)을 암묵적으로 가정하고 있다.

3. 상태변수들의 진화(Law of motion)

본 모형에서 동적 함의(dynamic implications)는 현 시점에서의 결정의 미래의 기대계속값(expected continuation value)에 영향을 주기 때문에 발생한다. 따라서 주어진 시점에서의 결정에 따라서 미래의 상태변수들의 진화 법칙(law of motion)을 규정하는 것이 중요하다.

먼저, 노동시장에서의 인적자본(human capital)에 대해서 살펴보자. 현 모형에서 노동시장에서의 인적자본은 전일제 부분의 경험이다. 이번 기에 전일제 부문에 노동공급을 했으면, 전일제 부문의 인적자본이 1단위 증가하는 것으로 가정한다. 즉, 다음과 같이 전일제 부문의 인적자본은 진화한다.

식 (11) $$X_{t+1}^{f} = X_{t}^{f} + f_{t}$$

인적자본은 식 (11)처럼 전일제 부문에 노동공급 여부에 따라 축적되며, 식 (8)~식 (10)을 통해서 미래의 임금(소득)에 영향을 미치게 된다. 현 시점에서의 시장에 노동공급을 했는지의 여부는 미래의 임금에 동적 함의(dynamic implications)를 갖게 된다. 더군다나 전일제 부문의 임금 상승은 모형상 시간제 부문의 임금도 증가시키는 효과도 있다.

또 다른 중요한 상태변수는 자녀 수이다. 출산을 통해 축적되는

자녀 수는 출산에 따른 출산비용뿐만 아니라 이후의 가구가 부담해야 하는 자녀의 유지비용(maintenance cost)을 결정하므로 출산 결정에 아주 중요한 동적 함의를 갖게 된다. 모형 내에서 자녀 수는 식 (12)에 따라 축적된다.

식 (12) $$N_{t+1} = N_t + n_t$$

위의 식에 따르면, 자녀 수는 축적되기만 하고 감소되지는 않는다. 즉, 자녀의 사망 등으로 인해서 자녀 수가 감소될 가능성은 고려하고 있지 않다.

4. 반복적인 표현(recursive representation)

식 (4)를 반복적인 표현을 이용하여 나타내 보면 식 (13)과 같이 써볼 수가 있다.

식 (13) $$V_t(x_t,\epsilon_t) = \max_{d_t \in D(x_t)}\{u(x_t,\epsilon_t,d_t)+\beta E[V_{t+1}(x_{t+1},\epsilon_{t+1})|x_t,d_t]\}$$

이를 계량경제학자가 다룰 수 있는 계량경제모형으로 발전시키기 위해서, 선택특정 가치함수(alternative specific value function)의 형태로 써보는 것이 필요하다.

식 (14) $$\begin{aligned} V_t(x_t,\epsilon_t) &= \max_{d_t}\{v_t(x_t,d_t)+\epsilon_t(d_t)\} \\ v_t(x_t,d_t) &= \tilde{u}(x_t,d_t)+\beta E[\max\{v_{t+1}(x_{t+1},d_{t+1})+\epsilon_{t+1}(d_{t+1})\}|x_t,\, d_t] \end{aligned}$$

위와 같은 표현은 차후에 계량경제모형을 발전시킬 때 유용하다. 특히, 선택특정 가치함수를 계산하고 나면 다항선택모형(multinomial choice model)의 형태이기 때문에, 나중에 우도함수(likelihood

function)를 계산할 때 편리하다.

5. 여성의 최적 의사결정

가임기 여성의 선택집합에 대해 생각해보자. 가임기 여성에게는 결혼 여부, 출산 여부, 노동공급(전일제노동, 시간제노동, 가사노동)이라는 총 12개의 가능한 선택의 조합이 있다. 하지만, 앞에서 미혼 여성의 출산은 결혼을 통해서만 가능하다고 가정하였기 때문에 실질적인 가임기 여성의 선택집합은 총 9개의 조합이 된다(<표 Ⅴ-2> 참조).

<표 Ⅴ-2> 여성의 선택집합

결혼상태	출산	노동공급	선택번호
0: 미혼, 1: 기혼	0:비출산, 1:출산	(1:전일제, 2:시간제, 3:가사노동)	
1	0	1	1
1	0	2	2
1	0	3	3
1	1	1	4
1	1	2	5
1	1	3	6
0	0	1	7
0	0	2	8
0	0	3	9

여성의 선택집합이 상태변수에 따라 주어졌을 때, 가임 여성은 미래의 임금 등에 미치는 영향을 고려하면서 생애주기 효용을 극대화하도록 노동공급, 출산 및 결혼의 결정을 하게 된다. 즉, 가임기 여성의 최적 결정, j^*는 다음과 같이 주어진다.

식 (15) $$j^*(x_t, \epsilon_t) = \arg\max_{d_t \in D(x_t)} [v(x_t, d_t) + \epsilon_t(d_t)]$$

즉, 여성의 선택특정 가치함수와 관측되지 않은 개인의 이질성을 고려해서 그 총합이 가장 큰, 생애주기 효용을 극대화할 수 있는 선택을 내리게 되는 것이다.

6. 불확실성(uncertainty)에 대한 논의

현재의 모형에서는 반영되어 있지 않지만 현실에서는 결혼, 출산, 그리고 노동공급과 관련된 다양한 불확실성이 존재하고 여성의 의사결정에도 중요한 영향을 미치는 것이 사실이다. 현실에 있는 불확실성을 모형에 많이 포함하게 되면 모형이 좀 더 현실에 근접하게 될 것이다. 하지만 좀 더 현실적인 모형이 치러야 하는 비용이 동시에 존재한다. 모형이 계량경제학자가 다룰 수 없을 정도로 복잡해져 물리적으로 구조모수를 추정하기가 불가능해진다는 비용이 든다. 따라서 현재의 모형에서는 일부만 모형 안에 포함시키고 나머지는 당분간 존재하지 않는 것으로 가정해야 할 필요가 있다.

본 연구에서의 모형은 관측되지 않는 개인적 이질성만 포함하고 있기 때문에 현실적으로 의미 있는 불확실성이 거의 고려되고 있지 않은 것이 사실이다. 이 절에서는 상태변수와 관련된 어떤 불확실성들이 있는지를 논의해봄으로써 다음 단계의 연구는 어떤 방향으로 나가야 할 것인지에 대해 되짚어 보려고 한다.

먼저, 노동공급과 관련된 불확실성을 살펴보자. 노동공급과 관련된 문헌에서 많이 고려되는 것은 다음의 두 가지 정도의 불확실성이다. 첫째, 직업의 기회와 관련된 불확실성이 존재한다. 일을 하고 있을 때 해고(fire or lay-off)될 가능성, 실업의 상태에 있다가 직장을 갖게 될 확률(job offer probability)을 생각해 볼 수 있다. 두 번째

는, 직장을 갖게 됐을 때 노동자가 받게 될 임금에 대한 불확실성이다. 이 두 가지의 불확실성 모두 노동공급 패턴을 설명하는 데 아주 중요한 요소들이나, 우리가 이 논문에서 초점을 맞추고 있는 부분이 노동공급보다는 출산이기 때문에 출산 쪽을 좀 더 현실적으로 모형에 포함시키고, 다른 부분은 단순화시키는 것이 바람직하다.

결혼도 노동시장과 비슷한 노동시장의 논리를 적용해 볼 수 있다. 즉, 결혼을 형성하는 불확실성과 결혼의 파괴, 즉 이혼에 이르는 불확실성이 존재한다. 결혼 자체는 적절한 배우자를 만날 확률에 의해서 결정되고, 이혼은 결혼생활 중에 사후적으로(ex-post) 발생한 사건에 의해서 결정된다. 즉, 남편과의 사별, 남편 및 시댁과의 좋지 않은 관계 등이 발생할 확률에 의해서 결정된다고 보면 된다. 현재의 모형은 결혼을 흡입상태(absorbing state)로 가정하고 있으므로, 이혼할 확률은 고려하지 않고 있다. 차후에 이를 외생적 충격(exogenous shock)으로 모형 안에 넣어야 할 필요가 있다(Ueda, 2004).

마지막으로, 출산과 관련한 불확실성에 대해 논의해 보자. 출산은 출산하려는 의도도 중요하지만, 이와 더불어 부부의 신체적 조건 및 어떤 피임기술(contraceptive technology)을 사용하는지도 중요하다. 다시 말하면, 아이를 갖고 싶어도 갖지 못하는 경우도 있고, 아이를 갖지 않으려고 했지만 순간의 충동이나 피임의 실패로 아이를 갖게 되는 경우도 있다. 일단 현재의 모형 내에서는 출산의 완전통제(perfect control over fertility decision)를 가정하고 있다. 이는 차후에 완화 가능한 가정이다. 또한 이를 완화함으로 인해서 좀 더 나은 모형의 자료에 대한 적합성을 확보할 수도 있다.

Ⅵ. 실증분석

1. 자 료

구조모수 추정을 위한 실증분석에는 한국노동패널(KLIPS)이 사용되었다. KLIPS는 1998년 이후 5,000가구의 노동시장 선택에 대한 정보를 담고 있는 패널자료이다. 본 연구는 2004년도까지의 자료를 사용하였으므로 총 7개의 웨이브를 사용하였다. 노동패널로부터 가임기 여성의 결혼, 출산, 노동공급을 패널로 관측함으로써 여성의 구조모수들이 추정 가능했다.

결혼과 노동공급은 응답자의 자기보고(self-report)에 의해서 측정되었다. 결혼은 크게 미혼과 기혼으로 나누었고, 이혼이나 사별 등은 질적으로 미혼과 크게 다르지 않고 빈도수도 작아 미혼으로 간주하였다. 여성의 노동 상태는 설문 응답자가 전일제인지 시간제인지에 대해 답한 설문을 이용하여 구성하였다. 연구에 따라 노동 상태를 자기보고 대신에 노동시간을 사용하여 분류하기도 하는데, 노동패널의 노동시간 보고에 대한 응답이 좋지 않다고 판단되어서 이 연구에서는 자기보고를 사용하였다.

문제가 된 것은, 출산에 관한 대한 변수를 구성하는 부분이었다. 노동패널에서 출산에 관한 정보는 웨이브 1(1998)의 개인자료와 웨이브 7(2004)의 가구자료에 잘 나와 있다. 구조모수 추정에 필요한 것은 시간이 지나면서 실현되는 여성의 출산 결정의 패턴이므로, 웨이브 1 자료로부터 자녀 수는 별 도움이 안 된다. 대신 웨이브 7의 가구자료로부터 자녀들의 나이를 역산하는 방식으로 각 웨이브의

자녀 수와 자녀의 나이를 계산하였다[13]. 이런 방식의 자녀 생성은 구성상 다음의 두 가지 제한점이 있으므로 결과를 해석할 때 주의해야 한다. 첫째, 가구자료의 자녀에 대한 정보는 같은 가구에 거주하는 경우에만 기록되므로, 자녀 중에 면담 시에 같이 거주하고 있지 않은 자녀는 기록되지 않는다. 둘째, 웨이브 1에서는 있다가 도중에 사고로 사망하거나 어떤 이유에서든 웨이브 7에 기록되지 않은 경우가 있을 수가 있다. 이런 경우를 고려해 볼 때, 본 연구에서 계산된 자녀 수는 실제 자녀 수보다 과소추정되었을 가능성이 있다.

본 연구에서는 웨이브 1에서 웨이브 7까지 빠짐없이 조사된 여성 중에서 1998년도에 19세에서 45세까지의 가임여성만을 분석에 포함시켰다. 총 1,773명의 여성이 샘플에 남았으므로 총 12,411(1773×7)개의 관측치가 있다. 표본에 포함된 여성에 대한 묘사적 통계는 <표 Ⅵ-1>에 제시되어 있다.

<표 Ⅵ-1> 1998년에 대한 기술통계량

변수	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
나이	1773	33.421	7.269	19	45
결혼상태	1773	1.82	0.381	1	2
전일제 노동	453	0.801	0.399	0	1
자녀 수	1773	1.510	0.901	0	3
연간임금	451	941.561	542.689	60	3600
학력	1773	11.824	2.769	0	23
남편의 연간임금	1773	1128.704	1358.871	0	24000

13) 역산하는 방법 대신 원래 보고한 자녀 수를 사용하는 것도 한 방법이 될 수 있다. 오히려, 실증적으로는 보고한 자녀 수를 그냥 사용하는 것이 더 바람직할 수 있다. 하지만, 현재의 모형에서 자녀의 감소(depreciation)를 허용하고 있지 않기 때문에 모형의 정합성을 위해서 역산하는 방식을 택하였다.

2. 식별 전략(Identification strategy)

본 연구는 2단계 식별 전략을 취하고 있다. 1단계에서는 여성의 선택을 둘러싼 환경을 추정한다. 즉, 여성의 선택에 따라 받을 소득에 대해서 추정을 한다. 2단계에서는 1단계의 추정치들이 주어졌을 때, 여성의 시간에 따른 결혼, 출산, 노동공급의 선택을 살펴봄으로써 구조모수를 추정한다.

구조모수의 식별을 위해서 일부 모수에 대한 제약이 필요하다. 특히, 자녀에 대한 비용과 효용, 노동시장 참여에 따른 비용과 효용에 대한 모수들은 효용함수의 선형성 때문에 동시에 식별되는 것이 불가능하다. 따라서 비용부분과 효용부분 둘 중에 하나는 정규화(normalize)하고, 나머지 추정된 모수들은 그 정규화에 상대적으로 해석되어야만 한다. 본 연구에서는 비용부분을 정규화하였다. 자녀양육 비용은 선행연구(김현숙, 2004)에서 추계된 비용을 사용하였다. 노동공급 상태에 따른 비용은 0으로 정규화하였다.

3. 계량경제모형

구조모형을 추정하기 위해서는 오류항에 확률분포에 대한 가정이 필요하다. 관측되지 않은 개인적 이질성(unobserved individual heterogeneity)은 IID 1종 극한값 분포(type-I extreme value distribution)를 따른다고 가정하자(부록 p.164 참조).

식 (14)와 식 (15)를 이용하면, 가임기 여성이 관측된 상태변수를 가지고 있을 때 관측된 결혼, 출산 및 노동공급을 할 확률을 다음과 같이 계산해 볼 수 있다.

식 (16)

$$\begin{aligned}\Pr(d=k|x;\theta) &= \Pr\left(k=\arg\max_{dit}\{v(x,d)+\epsilon(d)\}|x;\theta\right)\\ &= \frac{\exp(v(x,d=k))}{\sum_{l}\exp(v(x,d=l))}\end{aligned}$$

위에서 선택 특정 가치함수가 주어진다면, 조건부 선택확률을 계산하여 다음과 같이 우도함수가 주어진다.

식 (17) $$\mathcal{L}_f(\theta) = \prod_{i=1}^{N}\prod_{t=2}^{T_i} \Pr\left(d_{it} = k_{it} | x_{it}, \theta\right)$$

우도함수 식 (17)을 극대화시키는 최우추정방법(maximum likelihood estimation)을 이용하여 우리가 궁극적으로 관심을 가지고 있는 구조모수를 추정할 수 있다. 최우추정법에 의해 추정된 구조모수는 보통의 최우추정치들이 갖는 근사적 성질(asymptotic properties)을 갖게 된다.

4. 추정 알고리듬: inner loop와 outer loop

구조모수를 추정하는 알고리듬은 보통 '안쪽 루프-바깥쪽 루프'의 구조로 설명된다. 바깥쪽 루프에서는 식 (17)을 극대화시키기 위한 모수를 찾기 위한 프로그램이 돈다. 즉, 최우추정법 알고리듬이 돌게 되는 것이다.

안쪽 루프에서는 바깥쪽 루프에서 주어진 모수를 이용해서 식 (14)를 이용하여 선택 특정 가치함수(alternative specific value function)을 주어진 상태변수의 실현치와 선택집합에 포함된 모든 선택에 대해서 계산을 하게 된다. 계산하는 알고리듬은 마지막 시점부터 거꾸로 풀어오는 방식으로 문헌소개에서 설명한 후방연역법과 최적의 원리를 이용하여 풀게 된다.

안쪽 루프로부터 선택 특정 가치함수가 계산되면 조건부 선택확률 식 (16)을 평가할 수 있게 되고, 이것을 다시 식 (17)에 대입하여 우도함수를 평가함으로써 안쪽 루프와 바깥쪽 루프는 우도함수가 극대화할 때까지 반복된다.

5. 추정결과

식별전략에 따라서 1단계 추정 단계에서 여성과 배우자(남편)의 소득방정식을 추정하고 그 결과를 <표 Ⅵ-2>에 정리하였다. 그리고 2단계에서는 추정된 소득방정식을 이용하여 구조모수인 효용함수의 모수들을 추정하고 그 결과를 <표 Ⅵ-3>에 제시하였다.

<표 Ⅵ-2> 임금방정식 추정결과

	식 (8)		식 (10) ①		식 (10) ②	
ln(wage)	계수	표준편차	계수	표준편차	계수	표준편차
인적자본	0.081***	0.0062	-	-		
인적자본제곱	-0.0053***	0.00056	-	-		
나이	0.0064	0.0089	0.197***	0.0254	0.893***	0.02603
나이제곱	0.000096	0.00012	-0.0028***	0.00033	-0.002***	0.00034
학력	0.0815***	0.00291	0.053***	0.00543	0.053***	0.00544
자녀수					0.03548*	0.0244
상수	5.449***	0.1552	3.3156***	0.4825	3.394***	0.4855
관측치	3,545		8,242		8,242	

자료: 한국노동패널(1998~2004)

가. 임금방정식 추정결과

본 연구에서 추정되어야 할 임금방정식은 2개이다(식 (8)과 식 (10)). 여성노동자가 인적자본 및 특성이 주어졌을 때, 전일제 부문에서 받을 수 있는 임금을 결정해주는 임금방정식(식 (8))이 그 하나이다. 나머지 하나는, 기혼여성의 남편의 소득을 결정해주는 소득

방정식(식 (10))이다.

임금방정식의 추정 결과는 <표 Ⅵ-2>에 제시되어 있다. 먼저 여성의 임금방정식을 살펴보면, 인적자본과 학력이 높은 여성일수록 높은 임금을 받고 그 크기도 통계적으로 유의하다. 특히, 인적자본의 임금에 대한 한계공헌(marginal contribution)은 인적자본이 쌓일수록 감소함을 알 수 있다. 여성이 1년 더 전일제 부문에서 일하면, 약 8% 정도의 연간 임금이 상승함을 알 수 있다. 반면, 나이에 따른 증가분은 1% 미만으로 상대적으로 그 크기가 작다. 한 가지 흥미로운 사실은, 학력에 의한 임금에 공헌도와 경력에 의한 공헌도가 비슷하다는 점이다. 다시 말하면, 4년 동안 전일제 부문에서 일한 고졸 여성의 임금과 갓 졸업하고 전일제 부문에 직장을 가진 여성이 받는 임금은 비슷하다는 결과여서 매우 흥미롭다.

배우자의 소득방정식의 경우, 대부분의 변수들이 통계적으로 유의하게 배우자의 소득을 잘 설명해주고 있다. 나이, 학력, 자녀 수가 많을수록 배우자의 소득이 높은 것을 확인해 볼 수 있다.

나. 구조모수의 추정결과

최우추정법을 통해 추정된 구조모수가 <표 Ⅵ-3>에 제시되어 있다. 본 연구에서는 4가지 모형에 대해서 추정된 구조모수를 제시하고 있다. 모형 (1)은 선호할인율이 0.96인 경우, 즉 여성이 충분히 미래에 대해서 고려하고 있는 경우를 고려하였다. 반면, 모형 (2)는 선호할인율이 0인 경우로 미래에 대한 고려가 전혀 없는, 즉 근시안적인 경우를 고려하였다.

모든 모형에 걸쳐, 각 변수의 한계효용은 통상적으로 기대할 수 있는 부호와 크기를 가지고 있다. 좀 더 구체적으로 살펴보면, 소비와 여가는 양(+)의 부호를 갖고 동시에 통계적으로나 경제학적으로 유의미하다. 자녀 수의 경우는, 자녀 수가 증가할수록 효용은 증가

하지만, 한계효용은 자녀 수에 따라 감소함을 알 수 있다. 소비에 관한 한계효용의 추정치를 이용하여, 첫 아이의 연간 화폐단위로 환산된 가치는, 모형 (1)의 경우 매년 약 900만원 정도의 혜택을 여성에게 주는 것으로 추정된다. 모형 (2)의 경우는 근시안적인 경우로 생애에 고루 분포되어 있어야 할 혜택이 한 기에 모두 몰려 있게 되므로, 약 1억 4천만원 정도에 해당된다.

출산의 경우는 효용에 음(-)의 영향을 미치며, 출산으로 여성에게 미치는 영향을 화폐단위로 환산해 보면 모형 (1)의 경우가 약 2억원, 모형 (2)의 경우가 약 1억 8천만원 정도로 추정된다.

<표 Ⅵ-3> 구조모수 추정결과

모형	전체 샘플	
	$\beta = 0.96$	$\beta = 0$
	(1)	(2)
소비(1억원)	4.847***	4.979
	(6.36E-02)	(0.349)
자녀 수	0.465***	7.418
	(1.25E-02)	(37.736)
자녀 수 제곱	-2.96E-02***	-0.528***
	(3.69E-03)	(4.96E-02)
시간제	-2.051	-2.0057***
	(2.88E-02)	(3.55E-02)
전일제	-0.946***	-0.851***
	(1.90E-02)	(3.60E-02)
출산	-10.094***	-9.136
	(8.34E-02)	(37.735)
결혼	1.952661***	1.943***
	(2.64E-02)	(3.24E-02)
Log likelihood	-14339.89	-14326.64
No	12,411	12,411

노동공급이 효용에 미치는 영향은 전일제더미와 시간제더미 모두 효용에 음(-)의 영향을 미치고 통계적으로도 유의하다. 크기로는 시간제가 미치는 효과가 전일제에 비해서 더 큰 것으로 추정되었다. 아마도, 관측상 시간제 부문에 노동공급을 한 여성이 상대적으로 적기 때문에 이 비율을 맞추기 위해서 시간제 부문 참가에 대한 고정비용이 높게 추정되었을 것이다.

결혼은 여성의 효용에 양(+)의 영향을 미친다. 이는 샘플에 나타나 있는 높은 기혼자 비율을 반영하고 있는 것이다. 이를 화폐단위로 환산해 보면, 기혼여성으로 지내는 것이 미혼여성으로 지내는 것보다 매년 4천만원 정도의 혜택을 가져다준다고 볼 수 있다.

Ⅶ. 출산장려정책의 효과추정

1. 반사실적 실험(Counterfactual Experiments)

정책의 효과를 측정하고자 할 때, 가장 이상적인 방법은 실험을 해보는 것이다. 연구대상을 임의적으로 실험군(treatment group)과 통제군(control group)으로 나눈다. 실험군에는 정책을 시행하고, 실험군에 속한 사람들과 통제군에 속한 사람들의 행동을 비교해서 그 차이를 구하고 나면, 그 차이가 정책의 순수한 효과라고 볼 수 있다. 그런 이유에서 실험적인 상황을 구성할 수 있다면 Diff-in-Diff추정(difference-in- differences estimation)이 실험의 효과를 추정하는 가장 이상적인 방법이라고 할 수 있다. 하지만, 사회과학에서는 사람을 대상으로 하는 실험이 여러 가지 이유로 쉽지 않다. 자연적인 실험환경이 가능한 경우에는 준실험적 환경(quasi-experiment setup)을 통해 정책효과를 추정해볼 수도 있지만, 보통의 경우에는 정책의 효과를 측정할 수 있는 자료조차 없는 경우가 다반사이다. 더군다나, 미래에 시행될 정책의 효과를 예측할 필요가 있는 경우에는 더 논할 필요도 없다.

보통의 경우 정책효과를 분석할 때에는 사용가능한 자료로부터 다른 정책과 경제주체들의 행동 간의 관계를 추정하고[14] 이를 시행하려는 정책에 적용해 봄으로써 정책의 효과를 계산하게 된다. 하지만 루카스 비판(Lucas critique)에 의하면, 하나의 정책하에서 성립했었던 정책과 합리적 기대를 가진 경제주체의 행동의 관계가 다른

14) 보통 탄력성을 추정하게 된다.

정책하에서는 안정적으로 성립되지 않는다. 이러한 한계를 극복하기 위해서 본 연구에서는 탄력성을 추정하는 대신 구조모수를 추정하였다. 추정된 구조모수를 이용하여 반사실적 실험(counterfactual experiments)을 해 봄으로써, 즉 경제주체가 새로운 환경하에서 어떻게 행동을 바꾸는지를 살펴봄으로써 출산율 제고정책의 효과를 살펴보고자 한다.

본 연구에서는 크게 다음과 같은 두 가지 종류의 반사실적 실험을 하였다. 먼저, 기존문헌에서 자주 사용되고 있는 정학적 모형(static model)과 비교해 보는 실험을 하였다. 기존의 많은 모형들이 가임기 여성의 의사결정을 정적인 환경에서 모형화해 왔다. 현재의 선택이 미래에 주는 함의, 즉 동학적 함의(dynamic implications)를 고려하지 않았을 경우와, 경제주체가 합리적 기대하에서 의사결정을 하였을 경우를 비교해 봄으로써 정적모형이 필연적으로 가져올 수밖에 없는 편의(bias)의 크기를 가늠해 볼 수 있다.

두 번째 실험은, 정책적 변수(policy variables) 혹은 경제적 변수(economic variables)에 변화가 있을 때, 가임기 여성의 출산, 노동공급, 결혼의 결정에 어떤 행태적 변화(behavioral change)가 있을지를 살펴보았다. 총 6가지의 경우에 대해서 살펴보았다. ① 학력의 차이가 가져오는 효과 ② 결혼 상태의 차이가 가져오는 효과 ③ 결혼연령 지연이 가져오는 효과 ④ 보육비용의 변화가 가져오는 효과 ⑤ 자녀가 있는 모든 여성에게 소득 지원을 했을 때의 효과 ⑥ 소득지원을 취업모에게 한정했을 때 미치는 효과(<표 Ⅶ-1> 참조).

반사실적 정책 결과를 제시하기 전에, 간략하게 반사실적 실험을 위한 모의실험(simulation) 방법에 대해 설명해보자. 먼저, 실험하고자 하는 대상을 상정한다. 예를 들면, 25세에 대학을 갓 졸업한 여성을 생각해보자. 이 여성이 45세까지 가임기간이라고 가정하고, 25세부터 45세까지 관측되지 않는 개인의 이질성을 1종 극한값 분포

(type-I extreme value distribution)에서 임의 추출한다. 그 다음 추정된 구조모수를 이용해서 각 선택에 대한 간접효용함수를 계산하고, 이를 관측되지 않는 개인의 이질성을 고려하면 주어진 정책하에서 개별 여성이 어떤 선택을 할 것인지를 알 수 있다. 이러한 시뮬레이션을 10,000번 실시한 후, 각 개인 여성의 선택을 선택별, 연도별로 집계(aggregation)하여 기존의 정책하에서의 선택과 비교함으로써 정책의 평균적인 효과를 계산하였다.

<표 Ⅶ-1> 반사실적 실험 목록

실험번호	실험내용
1	학력의 차이가 가져오는 효과
2	결혼상태의 차이가 가져오는 효과
3	결혼연령 지연이 가져오는 효과
4	보육비용의 변화가 가져오는 효과
5	자녀가 있는 모든 여성에게 소득지원을 했을 때의 효과
6	소득지원을 취업모에게 한정했을 때 미치는 효과

가. 모형테스트: 근시안적 기대 대 합리적 기대

첫 번째 실험의 목적은 기존의 문헌에서 많이 사용되어 왔던 정학모형(static model)과 본 보고서에서 제시하고 있는 동학모형(dynamic model)과의 차이를 살펴보는 것이다. 정학모형은 현재의 결정이 미래의 가치함수에 미치는 영향을 고려하고 있지 않아, 합리적 기대(rational expectation)를 가지고 의사결정(decision making)을 하는 경제주체와 다른 행태를 예측하는 경향이 있다. 즉, 합리적 기대하에서 경제주체가 내리는 결정보다 장기적 비용을 고려하지 않는 경우에는 과도하게, 장기적 혜택을 고려하지 않는 경우에는 과소

하게 결정하게 된다.

본장에서는 선호에 대한 할인율(preference discount rate)을 조정함으로써 정학모형과 동학모형을 비교할 수 있었다. 즉, $\beta=0$인 경우와 $\beta=0.96$인 두 경우를 비교함으로써 두 모형이 어떻게 작동하고 있는지를 살펴보고 정학모형의 단점을 볼 수 있다. 좀 더 구체적으로는 $\beta=0$인 경우는 미래를 전혀 고려하지 않고 매기 1기 효용함수를 극대화하기 위해서 의사결정을 내리는 경우이다. 반면, $\beta=0.96$인 경우는 선호할인율이 안전자산(risk-free asset)의 이자율과 동일할 때의 미래 선호할인율에 해당된다. 따라서 미래에 대한 충분한 고려가 있으므로 현재의 의사결정이 미래에 미치는 동적 함의(dynamic implication)를 고려하고 있는 모형이다.

실험의 대상은 고등학교를 졸업한 25세의 미혼여성이다. 가사노동을 하고 있고 전일제 부문에서의 경력은 0이다.

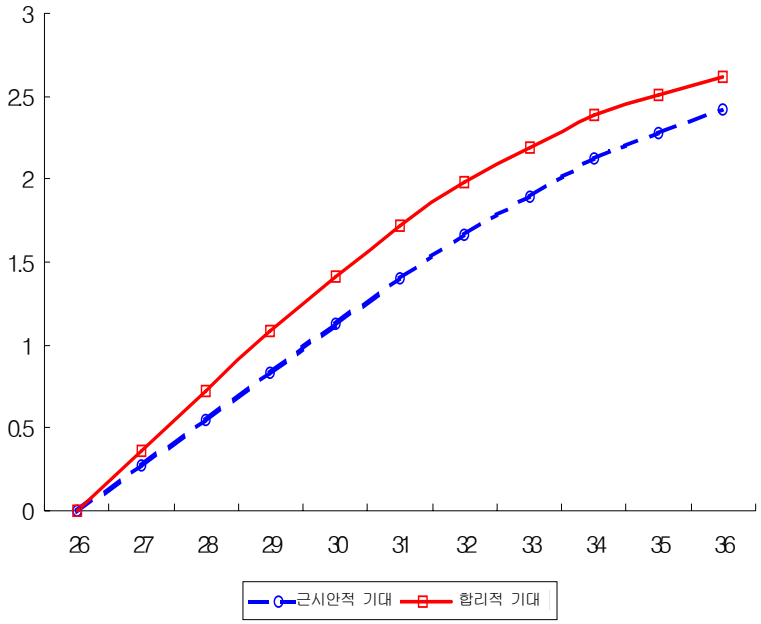
<표 Ⅶ-2> 여성의 기대방식이 출산에 미치는 효과

연령	근시안적 기대 ($\beta=0$)	합리적 기대 ($\beta=0.96$)	합리적 기대 대비 근시안적 기대
27	0.2685	0.3592	-0.0907
28	0.552	0.725	-0.173
29	0.8338	1.0786	-0.2448
30	1.1225	1.4159	-0.2934
31	1.4055	1.7214	-0.3159
32	1.6609	1.9794	-0.3185
33	1.8982	2.1945	-0.2963
34	2.1208	2.3843	-0.2635
35	2.2824	2.5094	-0.227
36	2.4214	2.6129	-0.1915

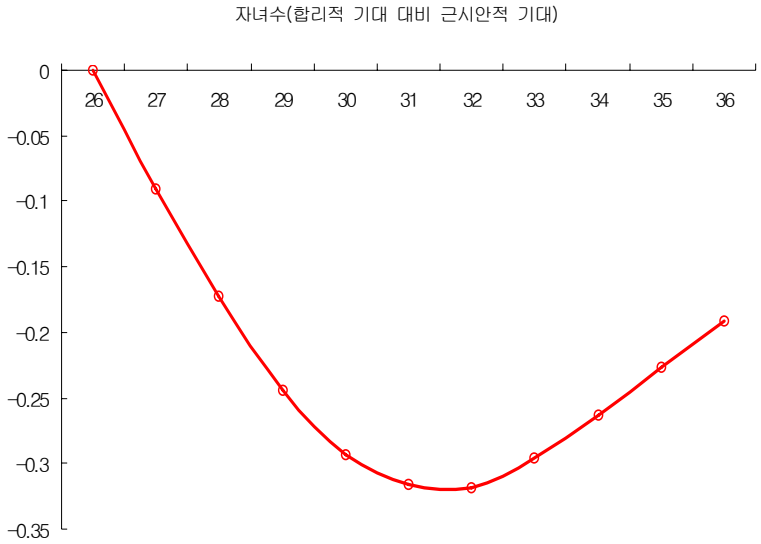
주 : 25세, 고졸, 인적자본=0, 시뮬레이션 수:10,000번

먼저, 기대의 차이가 출산에 미치는 효과를 살펴보자(<표 Ⅶ-2>, [그림 Ⅶ-1], [그림 Ⅶ-2]). 36세를 기준으로 봤을 때, 합리적 기대하에서는 2.61명의 자녀를 출산할 것을 예측하고 있는 데 비해 근시안적 기대(myopic expectation) 모형은 2.42명을 예측하고 있어 7.2%인 0.19명을 과소예측(under-forecasting)하고 있다. 이러한 효과는 자녀로부터 얻는 순혜택(net benefit)이 양(+)임에도 불구하고 근시안적 기대하에서는 이 효과가 고려되지 않기 때문에 자녀 수를 과소예측하게 된 것이다. 두 모형 간의 출산 결정은 초기에는 차이가 많이 나지만 여성이 나이를 먹어감에 따라서 그 차이는 조금씩 좁혀지고 있음을 확인할 수 있다([그림 Ⅶ-2] 참조).

[그림 Ⅶ-1] 여성의 기대방식이 출산에 미치는 효과



[그림 Ⅶ-2] 여성의 기대방식이 출산에 미치는 효과



노동공급의 경우 근시안적 기대모형은 합리적 기대모형에 비해 전형적인 여성 노동자의 노동공급 패턴을 잘 묘사하지 못하는 것으로 보인다. 실제 자료를 보면, 학교를 졸업하고 20대 후반에 많은 여성이 노동공급을 한다. 전형적인 여성 노동공급의 생애주기 패턴은, 결혼과 출산을 경험하면서 노동시장에서 잠시 이탈했다가 자녀가 좀 성장한 후에 노동시장으로 복귀하는 경향이 있다. 이러한 패턴이 생기는 이유는, 생애주기 여명(lifetime horizon)의 초년기에는 노동시장 참여를 통해서 인적자본을 축적하는 것이 생애주기의 관점에서 봤을 때 더욱 이익이기 때문이다.

하지만 근시안적 기대모형의 경우 이러한 인적자본 축적이 가져오는 생애주기적 효과를 고려할 수 없기 때문에 매기 1기의 효용함수만 극대화하도록 의사결정을 한다. 따라서 노동공급을 합리적 기대하의 모형보다 적게 하게 되고, 그 결과 개인의 시계열적 노동공

급의 패턴을 잘 묘사할 수 없다는 단점을 가지게 된다.

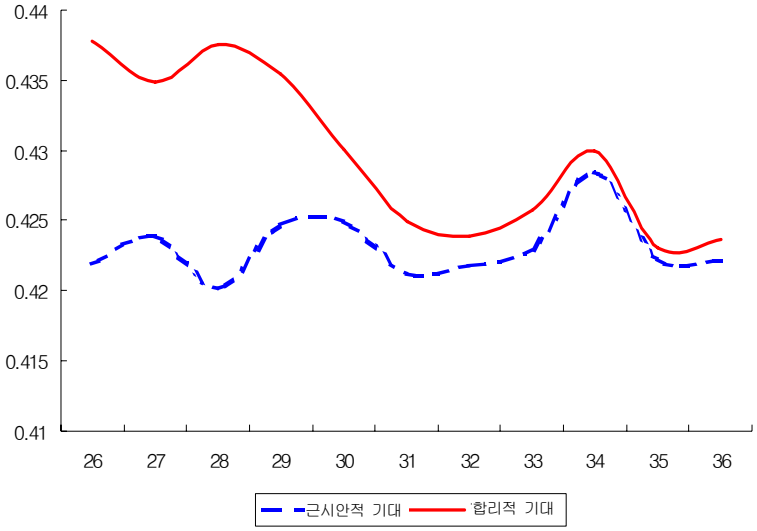
근시안적 기대모형의 경우 26세에 42.19%의 노동참가율에서 36세가 되면, 42.21%로 약간 증가한 노동공급 패턴을 예측하고 있다. 반면, 합리적 기대모형은 초반에 근시안적 기대모형보다 1.59% 높은 43.8%의 노동시장 참가율에서 시작하여 서서히 낮아지다가 42.98%를 예측하고 있다. 두 모형의 노동공급 패턴을 비교해보면, 합리적 기대하의 모형이 좀 더 현실적인 생애주기 노동공급 패턴을 생성하고 있음을 확인할 수 있다. 앞에서 간략하게 설명한대로, 근시안적 기대모형은 20대 중후반의 노동공급을 과소예측하고 있음을 알 수 있다.

<표 Ⅶ-3> 여성의 기대방식이 노동공급에 미치는 효과

(단위: %)

	근시안적 기대	합리적 기대	합리적 기대 대비 근시안적 기대
26	42.19	43.78	-1.59
27	42.39	43.49	-1.10
28	42.02	43.76	-1.74
29	42.47	43.55	-1.08
30	42.50	43.01	-0.51
31	42.12	42.49	-0.37
32	42.18	42.39	-0.21
33	42.29	42.58	-0.29
34	42.85	43.00	-0.15
35	42.23	42.31	-0.08
36	42.21	42.37	-0.16
평균	42.31	42.98	-0.66

[그림 Ⅶ-3] 여성의 기대방식이 노동공급에 미치는 효과



[그림 Ⅶ-4] 여성의 기대방식이 노동공급에 미치는 효과(차이)

이러한 노동공급 패턴의 차이는 여성노동자의 인적자본 축적 패턴을 살펴보면 분명하게 보이게 된다. 동일한 조건에서 인생의 여명을 시작한 가임기 여성의 인적자본 축적의 패턴은 해당 여성이 미래에 대해서 얼마나 중요하게 생각하느냐(patience)에 따라서 인적자본의 축적 패턴의 차이를 가져오게 된다. 예상되는 차이는 근시안적 기대모형하에서는 현재의 인적자본의 축적이 장기적으로 가져오게 될 수익(return to human capital)을 고려하지 않기 때문에 인적자본을 과소예측(under-forecasting)할 가능성이 높다.

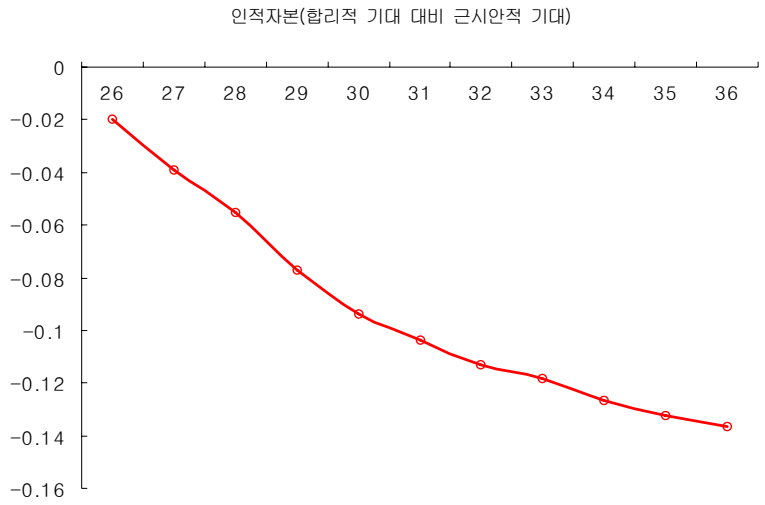
<표 Ⅶ-4> 기대방식이 인적자본 축적에 미치는 효과

	근시안적 기대	합리적 기대	합리적 기대 대비 근시안적 기대
26	0.33	0.35	-0.02
27	0.6625	0.7015	-0.039
28	0.992	1.0473	-0.0553
29	1.3187	1.396	-0.0773
30	1.6518	1.7457	-0.0939
31	1.985	2.0885	-0.1035
32	2.314	2.4271	-0.1131
33	2.6432	2.7617	-0.1185
34	2.9722	3.0986	-0.1264
35	3.3081	3.4404	-0.1323
36	3.6384	3.775	-0.1366

두 모형이 실제로 예측하는 인적자본 축적의 패턴을 살펴보자. 여성이 36세가 되었을 때 얼마나 많은 인적자본을 평균적으로 축적하고 있는지를 살펴보면, 근시안적 기대하에서 여성은 3.64년을 축적하고 있고, 합리적 기대하에서는 이보다 0.14년 많은 3.77년의 장기

적 인적자본을 축적하고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 근시안적 기대모형은 합리적 기대모형보다 약 1.6% 과소예측하고 있다. 더군다나, 인적자본의 차이는 시간이 지날수록 점점 차이가 벌어지고 있다. 따라서 단기적으로는 정학모형이 예측하고 있는 패턴이 장기적 효과를 고려한 동학모형과 큰 차이는 없을 수도 있으나 장기적으로는 큰 차이를 생성할 수 있음에 유의하여야 한다.

[그림 Ⅶ-5] 기대방식이 인적자본 축적에 미치는 효과



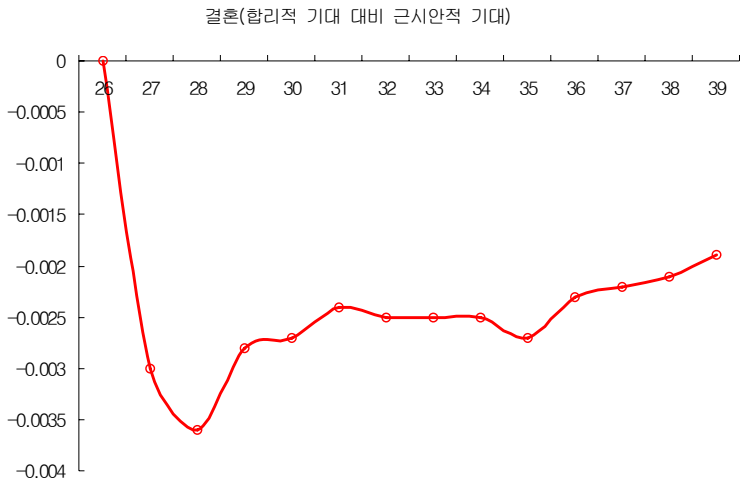
마지막으로 결혼에 미치는 영향을 살펴보자. 근시안적 기대모형은 합리적 기대모형과 비교해 보았을 때, 역시 다른 의사결정과 마찬가지로 과소예측하고 있음을 확인할 수 있다. 결혼으로부터 인한 순혜택(net benefit)이 양(+)이다. 따라서 생애주기의 관점에서 봤을 때의 결혼으로부터의 혜택이 근시안적으로 현재의 혜택만 고려해 봤을 때보다 훨씬 크다. 근시안적 기대모형은 이러한 결혼으로부터의 혜택을 과소평가하므로 모형은 실제로 여성이 형성했을 결혼보

다 적게 예상하게 된다. 하지만, 그 효과의 크기는 0.3% 미만으로 상대적으로 작은 편이다.

<표 Ⅶ-5> 기대방식이 결혼 결정에 미치는 효과

연령	근시안적 기대	합리적 기대	합리적 기대 대비 근시안적 기대
26	0.874	0.874	0
27	0.9646	0.9676	-0.003
28	0.9735	0.9771	-0.0036
29	0.9795	0.9823	-0.0028
30	0.9827	0.9854	-0.0027
31	0.9844	0.9868	-0.0024
32	0.9858	0.9883	-0.0025
33	0.987	0.9895	-0.0025
34	0.9882	0.9907	-0.0025
35	0.9893	0.992	-0.0027
36	0.99	0.9923	-0.0023

[그림 Ⅶ-6] 기대방식이 결혼 결정에 미치는 효과



지금까지의 결과를 정리해보면, 그 동안의 연구에서 많이 사용되어온 정학모형은 합리적 기대하의 동학모형에 비교해봤을 때, 출산, 노동공급, 결혼을 과소예측하는 경향이 있음에 유의하여야 한다.

나. 학력의 차이가 미치는 효과

이번 장에서는 학력 차이가 여성의 출산과 노동공급, 결혼에 미치는 효과를 살펴보자. 학력은 여성의 노동시장에 참가하기 이전까지의 인적자본을 함축적으로 보여주고 있는 대리변수로서 문헌에서 다양하게 사용되고 있다. 본 연구의 모형에서 학력은 두 가지 경로를 통해서 의사결정에 영향을 미치게 된다. 첫째, 학력으로 대표되는 인적자본은 본 모형에서는 여성의 임금수준을 결정해주는 역할은 한다. 임금방정식 추정결과에 따르면(<표 Ⅶ-2>), 모든 조건이 동일한 상태에서(*ceteris paribus*), 학력이 1년 높아지면 임금이 8% 증가한다. 즉, 학력에 대한 수익률(return to schooling)은 약 8% 정도가 되는 것으로 추정된다. 학력 증가에 따라 여성의 임금이 올라가면, 두 가지 효과가 있을 수 있다. 소득의 증가로 인한 소득효과(income effect)로 인해 더 많은 자녀를 가지게 되고, 기회비용의 증가로 인한 대체효과(substitution effect)로 인해 자녀에 대한 투자시간이 줄어들어 자녀 수의 감소를 가져올 수 있다. 두 번째 경로는 선택 결혼(assortative matching)의 과정을 통해서 좀 더 높은 소득을 가진 남성과 결혼하여 가구의 소득이 증가하는 소득효과(income effect)가 있다. 이러한 효과를 모두 고려해 봤을 때 여성의 학력 상승이 어떤 영향을 줄지는 소득효과와 대체효과 중에 어떤 힘이 좀 더 큰지를 결정해야만 알 수 있는 실증적인 문제로 환원된다.

학력이 기혼여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과를 측정하기 위한 실험은 모든 조건이 동일하나 학력만 서로 다르게 주어 생애주기의 결정이 어떻게 변하는지를 살펴보았다. 좀 더 구체적으로

는, 학력을 중학교 졸업(중졸), 고등학교 졸업(고졸), 대학교 졸업(대졸)의 학력을 지닌 가임기 여성의 의사결정이 서로 얼마나 다른지를 관찰하였다.

먼저, 출산에 미치는 영향을 살펴보자. 학력이 증가함에 따라 출산이 증가하는 경향이 있다(<표 Ⅶ-6>). 35세를 기준으로 봤을 때 중졸은 2.45명, 고졸은 2.5명, 대졸은 2.59명을 출산하고 있고, 중졸과 비교하여 고졸은 0.05명, 대졸은 0.14명 더 출산하고 있다. 따라서 대체적으로 학력 1년당 약 0.02명을 더 출산하는 효과를 가지고 있다고 볼 수 있다.

연령에 따른 출산패턴을 분석해보면, 중졸과 대비하여 고졸과 대졸 여성의 자녀 수의 차이는 점점 커지다가 이후에 중졸 여성의 출산패턴이 빨라지면서 자녀 수를 상당수 따라잡는 것으로 보인다. 즉, 학력에 따른 출산 격차는 단기적으로는 매우 크지만, 장기적으로 상당히 안정된 수준으로 좁혀짐을 알 수 있다.

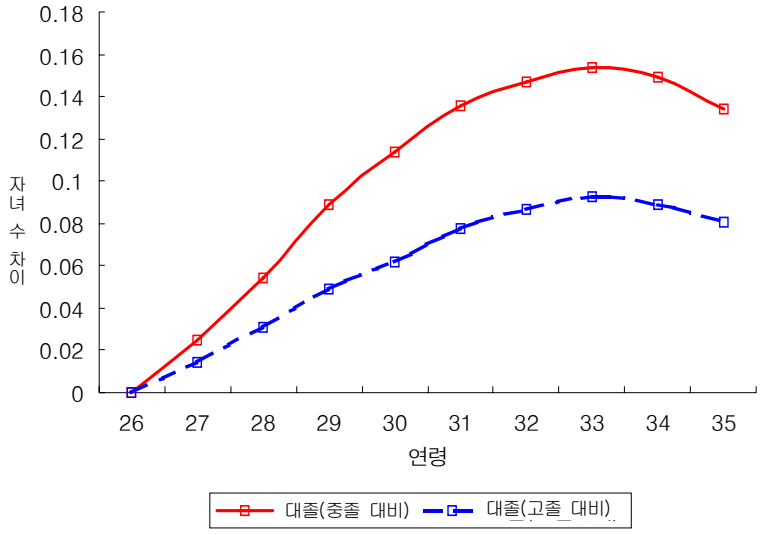
하지만, 이러한 패턴은 학력을 제외한 모든 조건이 동일한 여성에 대해 실험한 결과라는 사실에 주의할 필요가 있다. 보통 학력이 낮은 여성은 학력이 높은 여성과 비교해봤을 때, 상대적으로 결혼을 좀 더 이른 시기에 하고 그에 따른 출산도 해당 상대에 비해 좀 더 빠른 경우가 보통이다. 따라서 35세 정도의 나이로 봤을 때는 학력이 낮은 여성이 학력이 높은 여성보다 자녀 수가 더 많은 것이 일반적이라고 할 수 있다. 하지만, 이러한 비교는 현재하고 있는 반사실적 실험과는 질적으로 다르다. 본장에서 하고 있는 실험은 모든 것이 동일하고 학력만 차이가 났을 때의 효과를 분석하고 있으므로, 오히려 학력이 낮음에도 불구하고 결혼하지 않고 25세까지 미혼으로 남아 있는 경우이다. 자료에서 관측된 패턴과 공정하게 비교하기 위해서는, 다음 장의 결혼연령의 차이의 효과를 분석한 반사실적 실험에서 좀 더 분명한 패턴을 볼 수 있을 것이다.

<표 Ⅶ-6> 학력이 출산 결정에 미치는 효과

(단위: 명)

	자녀수			차이		
	중졸	고졸	대졸	고졸 (중졸 대비)	대졸 (중졸 대비)	대졸 (고졸 대비)
27	0.3483	0.3592	0.3733	0.0109	0.025	0.0141
28	0.7015	0.725	0.7558	0.0235	0.0543	0.0308
29	1.0383	1.0786	1.1273	0.0403	0.089	0.0487
30	1.3645	1.4159	1.478	0.0514	0.1135	0.0621
31	1.6635	1.7214	1.7987	0.0579	0.1352	0.0773
32	1.9191	1.9794	2.0662	0.0603	0.1471	0.0868
33	2.1333	2.1945	2.2869	0.0612	0.1536	0.0924
34	2.3238	2.3843	2.4731	0.0605	0.1493	0.0888
35	2.4556	2.5094	2.5898	0.0538	0.1342	0.0804

[그림 Ⅶ-7] 학력이 출산 결정에 미치는 효과



다음으로는 학력의 차이가 노동공급에 미치는 효과를 살펴보자. 학력이 노동공급에 미칠 수 있는 경로는 다음과 같은 세 가지를 생각해 볼 수 있다. 여성의 노동시장 참가율은 학력에 따라 임금이 올라가기 때문에 발생하는 대체효과(substitution effect)와 소득증대로 인해 여가(leisure)에 대한 수요가 증가하는 소득효과(income effect)를 고려해 볼 수 있다. 또한, 남편의 소득이 증가해서 생기는 소득효과도 결혼을 통한 간접효과로 노동공급에 영향을 줄 수 있다.

또 하나 고려해야만 하는 사항은 현재의 모형에서는 위와 같은 효과 이외에도 생애주기 모형만이 잡아낼 수 있는 요소가 있다는 것이다. 현재의 노동시장 참가를 통해 축적되는 인적자본이 미래의 임금에 미치는 효과가 들어 있다. 합리적 기대를 가진 여성은 이러한 효과도 고려하면서 이번 기의 노동시장 참가 여부를 결정할 것이다.

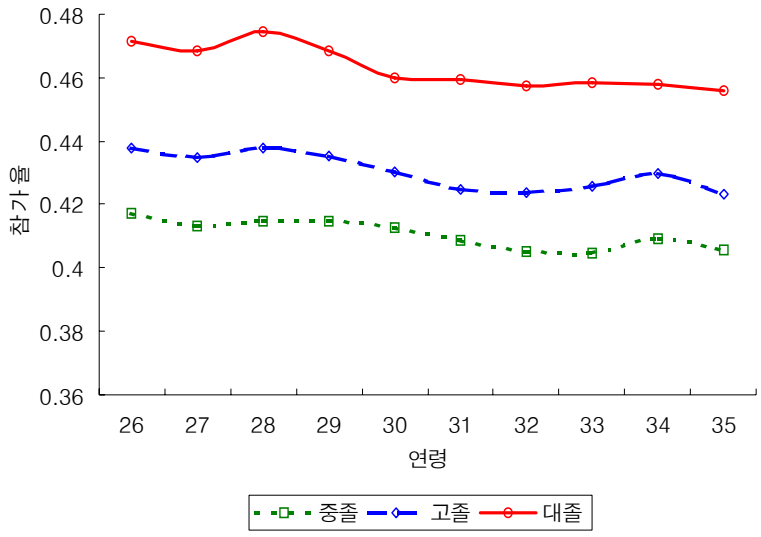
<표 Ⅶ-7> 학력에 따른 노동공급 패턴

(단위: %)

	노동참가			차이		
	중졸	고졸	대졸	고졸 (중졸 대비)	대졸 (중졸 대비)	대졸 (고졸 대비)
26	41.71	43.78	47.15	2.07	5.44	3.37
27	41.31	43.49	46.87	2.18	5.56	3.38
28	41.46	43.76	47.46	2.30	6.00	3.70
29	41.45	43.55	46.83	2.10	5.38	3.28
30	41.25	43.01	46.00	1.76	4.75	2.99
31	40.86	42.49	45.95	1.63	5.09	3.46
32	40.51	42.39	45.75	1.88	5.24	3.36
33	40.49	42.58	45.83	2.09	5.34	3.25
34	40.94	43.00	45.79	2.06	4.85	2.79
35	40.59	42.31	45.59	1.72	5.00	3.28
평균	41.06	43.04	46.32	1.98	5.27	3.29

전반적인 노동공급은 연령에 따라 조금씩 감소하고 있는 패턴을 보여주고 있다. 중졸의 경우 26세에 41.7%이던 노동참가율이 35세에 이르면 40.5%로 감소하고, 고졸은 43.7%에서, 42.3%로 감소하고, 대졸은 47%에서 45.5%로 감소하는 패턴을 보이고 있다. 이런 연령에 따른 감소는 여성의 결혼, 출산에 따른 노동시장으로부터의 탈퇴로 인한 것으로 보인다.

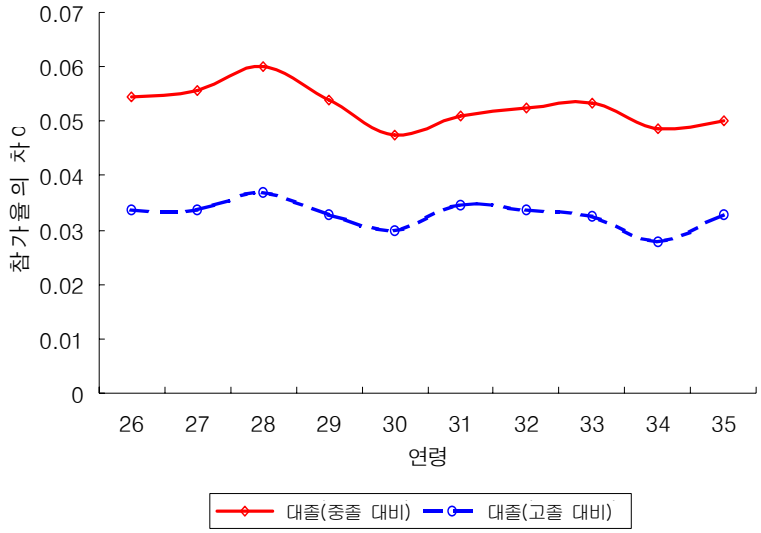
[그림 Ⅶ-8] 학력별 노동시장 참가율



평균적으로 보면 중졸이 41%, 고졸이 43%, 대졸이 46%로, 생애주기의 관점에서 봤을 때 학력의 차이로 인한 노동공급 패턴은 존재한다. 좀 더 구체적으로는, 중졸과 고졸의 차이는 약 2(1.98)%, 고졸과 대졸의 차이는 약 3.3% 존재하여, 학력 1년의 차이가 0.6~0.8%의 노동시장 참가율의 차이를 생성하고 있다.

한 가지 특이한 것은, 학력의 차이로 인한 노동공급의 차이는 여성이 나이를 먹어감에도 불구하고 지속적으로 그 차이가 유지되고 있다는 점이다. 따라서 학력의 차이는 장기적이고 지속적으로 여성의 노동시장 참가에 영향을 미친다고 볼 수 있다.

[그림 Ⅶ-9] 학력별 노동시장 참가율(차이)



이렇게 학력별로 지속적으로 존재하는 노동공급의 차이는 결국 인적자본 축적의 차이를 현저하게 가져오게 된다. 초기에 가정했던 학력의 차이를 제외하고 남은, 순수한 전일제 부문에서의 인적자본 축적은 35세를 기준으로 봤을 때, 중졸이 3.2년, 고졸이 3.4년, 대졸이 3.7년으로 경제적으로 유의미한 차이를 보여주고 있다. 이를 전일제 부분에 참가한 여성노동자에 대해 조건부로 계산을 해보면(40%로 가정), 각각 8년, 8.5년, 9.25년에 해당한다. 다른 모든 것이 동일하다고 하더라도, 인적자본 1년의 차이가 8%의 임금차이를 생

성해내는 것을 고려해 봤을 때, 35세 여성의 고졸과 대졸의 임금 차이는 34.4%(학력 차이 4년*8% + 인적자본 차이 8%*0.32) 정도 난다고 볼 수 있다.

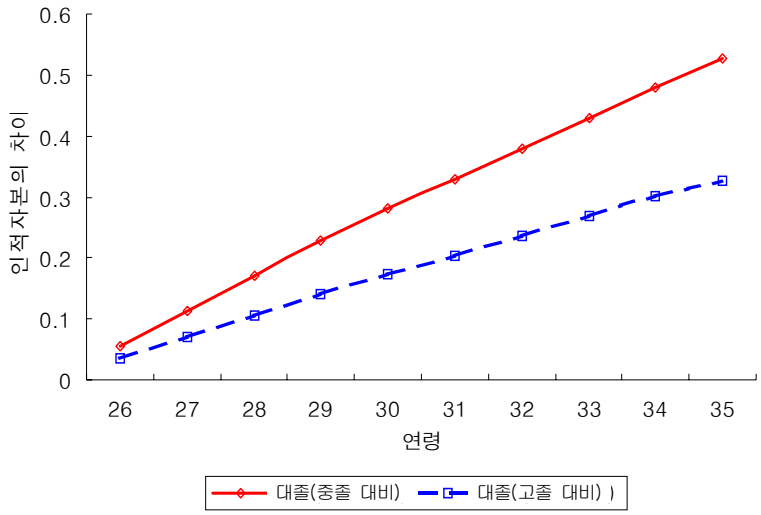
<표 Ⅶ-8> 학력이 인적자본 축적에 미치는 효과

(단위: 년)

연령	전일제 경험			차이		
	중졸	고졸	대졸	고졸 (중졸 대비)	대졸 (중졸 대비)	대졸 (고졸 대비)
26	0.3284	0.35	0.3846	0.0216	0.0562	0.0346
27	0.658	0.7015	0.7719	0.0435	0.1139	0.0704
28	0.9821	1.0473	1.1528	0.0652	0.1707	0.1055
29	1.3085	1.396	1.5375	0.0875	0.229	0.1415
30	1.6372	1.7457	1.9181	0.1085	0.2809	0.1724
31	1.9627	2.0885	2.2917	0.1258	0.329	0.2032
32	2.2853	2.4271	2.6641	0.1418	0.3788	0.237
33	2.6021	2.7617	3.0308	0.1596	0.4287	0.2691
34	2.9187	3.0986	3.3992	0.1799	0.4805	0.3006
35	3.2405	3.4404	3.767	0.1999	0.5265	0.3266

마지막으로, 학력의 차이가 결혼의 결정에 미치는 영향을 보자. 결론적으로, 모든 것이 동일했을 경우, 저학력자가 고학력자에 비해 좀 더 일찍 결혼을 하는 경향이 있다. 이러한 현상이 발생하는 이유는, 고학력자의 경우 초기 노동시장에 대한 투자가 중요하기 때문에 결혼을 뒤로 미루고 노동시장에 먼저 참여하는 경향이 생기게 되는 것이다. 더 나아가서, 현재의 모형이 가정하고 있는 선택결혼(assortative matching)에 따라서 고학력자는 좀 더 높은 소득을 가진 배우자를 만나게 되어 있으므로, 결혼으로부터 오는 혜택, 즉 배우자의 소득이 저학력자보다 높아지는 효과도 있다. 하지만, 시간이 지남에 따라서 고학력자의 결혼율이 저학력자에 비해 좀 더 높아져서 35세의 결혼율은 고학력자가 저학력자에 비해 작게나마 높다.

[그림 Ⅶ-10] 학력이 인적자본에 미치는 효과

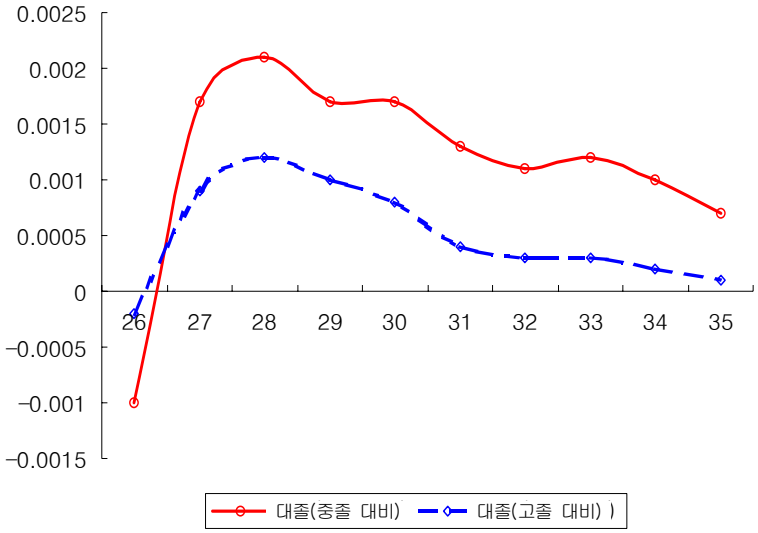


<표 Ⅶ-9> 학력이 결혼에 미치는 효과

(단위: %p)

연령	고졸(중졸 대비)	대졸(중졸 대비)	대졸(고졸 대비)
26	-0.0008	-0.001	-0.0002
27	0.0008	0.0017	0.0009
28	0.0009	0.0021	0.0012
29	0.0007	0.0017	0.001
30	0.0009	0.0017	0.0008
31	0.0009	0.0013	0.0004
32	0.0008	0.0011	0.0003
33	0.0009	0.0012	0.0003
34	0.0008	0.001	0.0002
35	0.0006	0.0007	1E-04

[그림 Ⅶ-11] 학력이 결혼에 미치는 효과



다. 결혼시기가 미치는 효과(결혼상태 & 결혼연령)

최근 여성의 결혼 연령이 늦어지면서, 이로 인해 출산율이 줄어든다는 주장이 제기되고 있다. 결혼연령의 지연이 여성의 출산과 노동공급에 미치는 효과는 이론적으로는 명확하게 보인다. 결혼연령의 지연으로 인해 당연히 출산은 줄 것이고 노동공급은 증가할 것이다.

그러면, 실증적인 측면에서의 남은 질문은 그 효과의 크기가 얼마나 될 것인가이다. 본장은 이러한 질문에 답하고자 한다. 결혼연령의 지연이 출산과 노동공급에 미치는 효과를 실증적으로 계측(measure)하는 데에는 심각한 통계학적인 어려움이 있다. 관측된 여성의 결혼상태가 임의적으로(randomly) 주어지는 것이 아니라는 점이다. 여성이 미래의 출산 결정, 노동공급에 대한 고려를 합리적으로 한 결과로 나타나는 것이 결혼이다. 따라서 결혼 상태에 대한 내생성(endogeneity)의 문제가 존재하고 실증적으로 결혼 상태의

효과를 추정하는 데에 어려움이 있다(Angrist & Evans, 1998). 현재의 반사실적 실험은 이러한 내생성의 문제를 실험으로써 극복한다는 데 그 장점이 있다.

결혼연령이 미치는 효과를 측정하기 위해서 다음의 두 가지 실험을 실시하였다. 먼저 실험 1에서는 모든 조건은 동일한데 결혼 상태만 차이가 나는 경우를 비교하였다. 좀 더 구체적으로는, 25세의 고졸 여성 중에 한 명은 미혼이고, 다른 한 명은 기혼인 경우를 상정하여 이들의 생애주기 의사결정을 비교하였다. 실험 2에서는 25세에 대학교를 졸업하고 바로 결혼한 여성과, 30세까지 전일제 부문에서 노동공급을 하면서 인적자본을 축적하다가 결혼한 여성을 비교하였다. 실험 1의 목적은 결혼상태의 차이가 의사결정에 미치는 순수한 효과를 측정하는 것이고, 실험 2는 최근에 진행되고 있는 여성의 결혼연령 지연이 의사결정에 미치는 효과를 분석하기 위한 것이다.

1) 실험 1(25세 고졸 여성, 결혼 vs. 미혼)

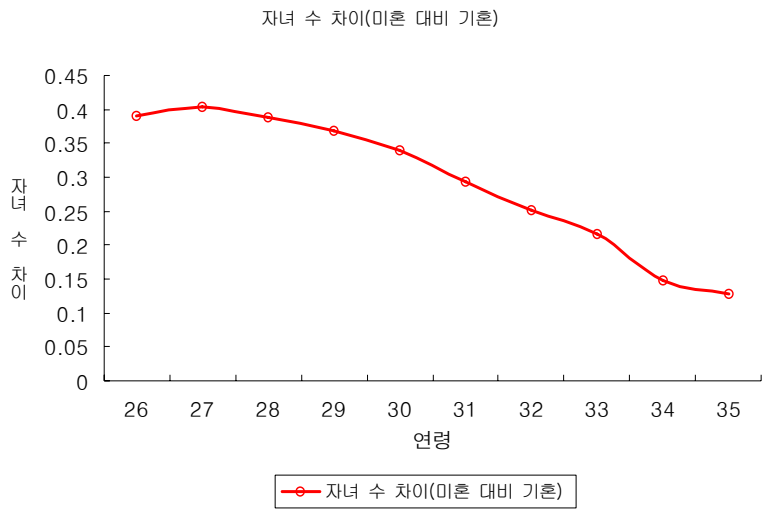
실험 1은 모든 조건이 동일한 여성 중에 한 쪽은 25세에 결혼을 하고, 반면 다른 한 쪽은 미혼인 상태로 두고 이들의 생애주기 선택을 비교하는 것이다. 먼저, 출산 결정을 살펴보자. 초기의 결혼 상태가 다르긴 하지만 여성이 나이를 들면서 결혼 상태는 비슷해진다(아래의 결혼 분석 참조). 출산 결정을 살펴보면, 자녀 수는 35세에 기혼여성이 2.63명, 미혼여성이 2.5명으로 약 0.13명 더 많이 출산하고 있다. 즉, 결혼 상태의 차이가 10년 뒤에는 0.13명 정도의 자녀 수에 미치는 효과가 있다. 실험 초기에는 그 차이가 0.40명(27세) 정도까지 컸지만, 시간이 지나면서 그 효과는 상당히 줄어들었다. 하지만, 자녀 수의 차이는 지속적임을 알 수 있다. 따라서 결혼지연이 출산에 미치는 효과는 작지 않고 지속적이다.

<표 Ⅶ-10> 결혼 상태가 출산에 미치는 효과

(단위: 명)

연령	자녀 수		자녀 수 차이 (미혼 대비 기혼)
	기혼	미혼	
26	0.3907	0	0.3907
27	0.7621	0.3592	0.4029
28	1.1127	0.725	0.3877
29	1.4467	1.0786	0.3681
30	1.7563	1.4159	0.3404
31	2.0142	1.7214	0.2928
32	2.2309	1.9794	0.2515
33	2.4101	2.1945	0.2156
34	2.5317	2.3843	0.1474
35	2.6382	2.5094	0.1288

[그림 Ⅶ-12] 결혼 상태가 출산에 미치는 효과



이번에는 결혼 상태가 노동공급에 미치는 영향을 살펴보자. 앞에서 간단하게 언급했듯이 현재의 모형하에서 결혼 상태가 노동공급에 미치는 효과는 남편 소득의 증가로 인한 소득효과를 들 수 있다. 따라서 기혼여성의 노동공급이 미혼여성의 노동공급에 비해 감소하는 것이 일반적이라고 할 수 있다.

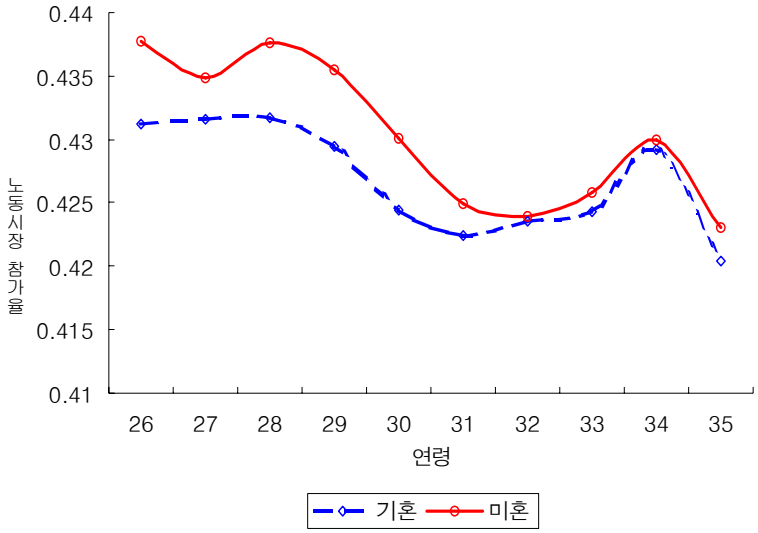
초기의 결혼 상태 차이가 노동공급에 미치는 효과는 초기에는 0.66% 정도 노동참가율을 감소시키지만, 그 차이는 여성이 나이를 먹어감에 따라 감소하다가 0.27%까지 줄어들게 된다. 결론적으로, 결혼 상태는 단기적으로 노동시장 참가율에 영향을 주기는 하지만, 장기적으로 그 효과는 적은 것으로 보인다.

<표 Ⅶ-11> 결혼 상태가 노동공급에 미치는 효과

(단위: %)

	노동공급		노동공급 차이 (미혼 대비 기혼)
	기혼	미혼	
26	43.12	43.78	-0.66
27	43.16	43.49	-0.33
28	43.17	43.76	-0.59
29	42.94	43.55	-0.61
30	42.44	43.01	-0.57
31	42.24	42.49	-0.25
32	42.36	42.39	-0.03
33	42.43	42.58	-0.15
34	42.92	43.00	-0.08
35	42.04	42.31	-0.27

[그림 Ⅶ-13] 결혼 상태가 노동공급에 미치는 효과



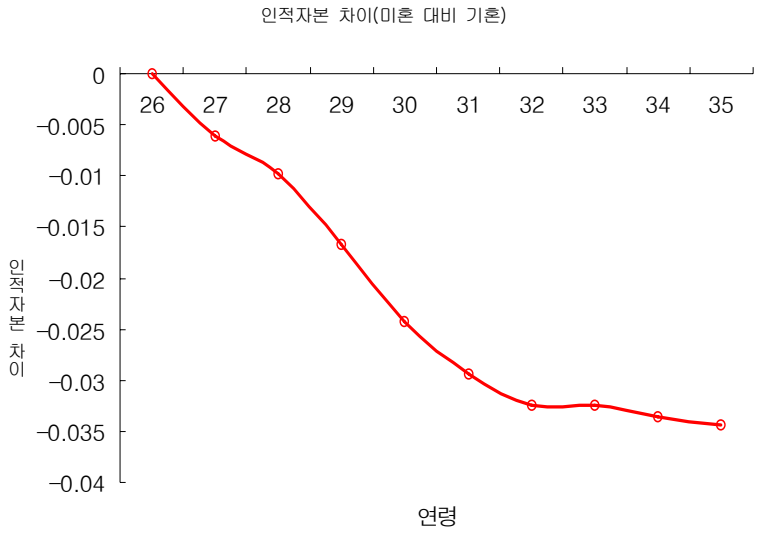
<표 Ⅶ-12> 결혼 상태가 인적자본 축적에 미치는 효과

(단위: 년)

	인적자본		인적자본차이 (미혼 대비 기혼)
	기혼	미혼	
26	0.35	0.35	0
27	0.6954	0.7015	-0.0061
28	1.0375	1.0473	-0.0098
29	1.3793	1.396	-0.0167
30	1.7215	1.7457	-0.0242
31	2.0591	2.0885	-0.0294
32	2.3947	2.4271	-0.0324
33	2.7292	2.7617	-0.0325
34	3.065	3.0986	-0.0336
35	3.4061	3.4404	-0.0343

하지만, 결혼 상태의 차이가 인적자본 축적에 미치는 효과는 그 크기가 크지는 않지만, 여성이 나이를 먹어감에 따라 그 차이가 점점 커진다. 25세에 직업에서의 인적자본이 0인 상태에서 출발한 여성은, 26세에 동일한 0.35년의 인적자본 축적을 보여주고 있지만, 10년이 지난 35세에는 미세하나마 0.03년 차이가 나고 있다. 즉, 미혼 여성 그룹이 기혼여성 그룹에 비해서 좀 더 많은 인적자본을 축적하고 있다. 그리고 이러한 격차는 여성이 나이를 먹음에 따라, 점점 벌어지고 있다.

[그림 Ⅶ-14] 결혼 상태가 인적자본 축적에 미치는 효과



결론적으로 여성의 결혼 상태의 차이는 0.12명의 자녀 수 차이를 가져오고, 노동공급에 미치는 효과는 단기적으로는 있으나 장기적으로는 거의 없어지지만, 인적자본 축적에 미치는 효과는 크기는 작지만 장기적이며 시간이 지나면서 더욱 확대되는 경향이 있다.

2) 실험2(25세 대졸 여성, 결혼 vs. 30세 대졸 여성, 결혼, 전일제 경력 5년)

위에서 한 실험은 동일한 여성이 결혼 상태만 달랐을 경우, 생애주기 의사결정이 어떤 영향을 받는지를 보여주고 있다. 하지만, 본문에서도 간략하게 언급했듯이 표본선택에 있어서 현실을 잘 반영하지 못하고 있다는 단점이 있다. 즉, 결혼 상태가 다른 여성은 결혼 상태만 다른 것이 아니라 여러 가지 이유로 다른 조건들도 동시에 다른 것이 일반적이라 하겠다. 이러한 이유로, 위의 실험 1만 가지고서는 최근에 진행되고 있는 여성의 노동시장 참여의 증가로 인한 결혼연령의 지연현상의 효과를 계량화하기 쉽지 않다. 최근의 논의들을 살펴보면(이삼식 외, 2005), 최근의 관측되고 있는 출산율 저하의 상당부분은 결혼연령의 지연으로 인한 것이라는 주장도 제기되고 있다.

이번 장의 실험은 이러한 질문에 답을 하기 위한 실험이다. 24세에 대학을 졸업하고 25세에 결혼을 한 여성과, 29세까지 전일제 부문에서 노동공급을 하다가 30세에 결혼한 여성의 출산과 노동공급을 살펴봄으로써 결혼 지연으로 인한 효과들을 좀 더 현실적인 문맥에서 점검해 볼 수 있다는 점에서 실험 1과 대비된다.

결혼연령의 지연은 다음과 같은 이유로 가임기 여성의 출산결정을 저해할 수 있다. 먼저, 결혼연령의 지연으로 인해 여성의 생리학적 가임기간이 감소하게 되고, 그 결과 총 자녀 수의 감소가 예상된다. 두 번째, 인적자본 축적으로 인해, 임금이 상승하여 출산의 기회비용이 상승되는 효과가 있다. 위와 같은 두 가지 이유로 여성의 결혼연령 지연은 여성이 생애주기 동안 출산하게 될 자녀 수를 감소시키는 효과를 가지게 된다. 반대로 결혼시기의 지연은 지연되는 것이 아니고 그 동안에 인적자본의 축적 등 많은 경제적, 사회적 변화가

있어 출산을 늘리는 효과도 있다. 위에서도 지적했지만, 인적자본 축적으로 인해 여성의 소득이 증대하는 부분과 선택결혼을 통한 더 소득이 높은 남성과 결혼하여 소득이 증가하는 소득효과가 있다. 따라서 종합적인 효과는 실증적으로 검증해봐야 한다.

<표 Ⅶ-13> 결혼 지연이 출산에 미치는 효과

(단위: 명)

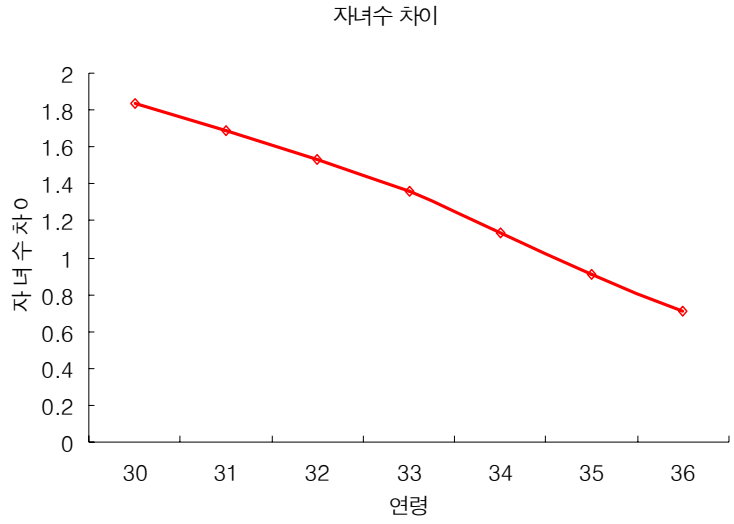
연령	자녀수		차이
	25세결혼	30세결혼	
30	1.8354	0	1.8354
31	2.1005	0.411	1.6895
32	2.3213	0.7898	1.5315
33	2.4987	1.1434	1.3553
34	2.6093	1.4792	1.1301
35	2.7059	1.7939	0.912
36	2.762	2.0539	0.7081

먼저, 결혼의 지연이 자녀의 출산에 미치는 효과를 살펴보자. 36세 정도에서 비교해 보면, 25세 결혼한 여성은 2.76명, 30세에 결혼한 여성은 2.05명으로 0.7명 정도의 차이가 있다. 실험 2에서 결혼연령의 차이가 5년임을 감안했을 때, 대략 여성의 결혼이 1년 지연될 때, 약 0.14명의 출산자녀의 감소효과가 있다.

이번에는 결혼연령의 지연이 여성의 노동시장 참가에 미치는 영향을 살펴보자. 실험결과는 매우 흥미롭다. 먼저 30세에 결혼한 여성의 경우, 25세에 결혼한 여성보다 인적자본을 5년 더 축적하고 있기 때문에 30대 초반의 노동시장 참가율은 47.18%로 25세에 결혼한 여성에 비해 1.61% 정도 높다. 하지만, 30대 중반으로 가면서 출산율이 올라가고 30세 결혼한 여성의 노동공급은 급속도로 감소하여 45%까지 떨어진다. 반면, 25세에 결혼한 여성은 노동시장 참가율이

45%대에서 안정적으로 머무르면서 36세에는 30세에 결혼한 여성에 비해 크기는 작지만 좀 더 많은 여성이 노동시장에 참가하고 있다.

[그림 Ⅶ-15] 결혼 지연이 출산에 미치는 효과

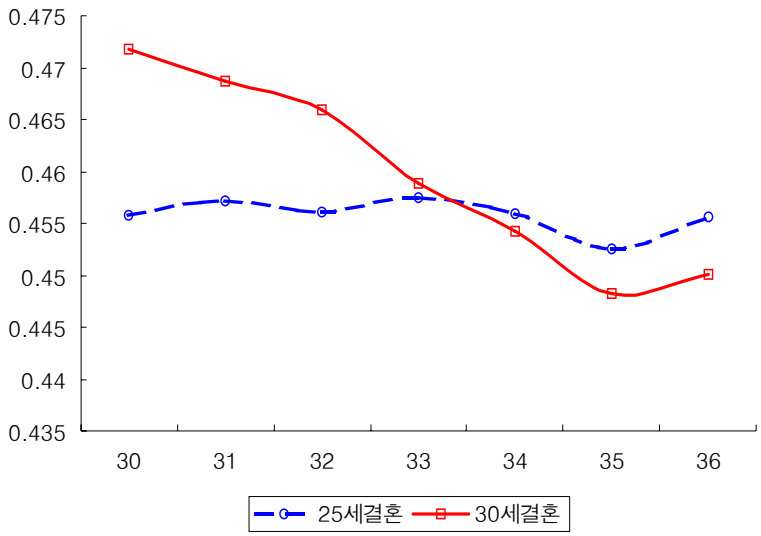


<표 Ⅶ-14> 결혼연령 지연이 노동공급에 미치는 효과

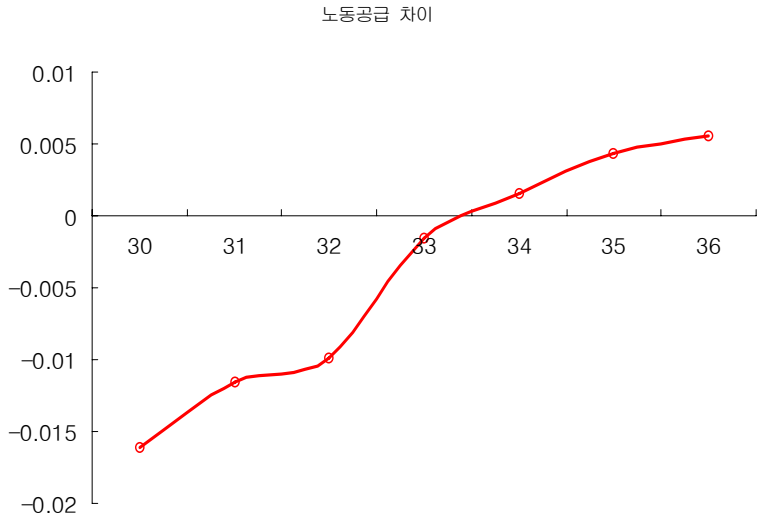
(단위: %)

연령	노동공급		노동공급 차이
	25세 결혼	30세 결혼	
30	45.57	47.18	-1.61
31	45.71	46.87	-1.16
32	45.61	46.60	-0.99
33	45.74	45.89	-0.15
34	45.59	45.43	0.16
35	45.26	44.83	0.43
36	45.56	45.01	0.55

[그림 Ⅶ-16] 결혼연령 지연이 노동공급에 미치는 효과



[그림 Ⅶ-17] 결혼연령 지연이 노동공급에 미치는 효과



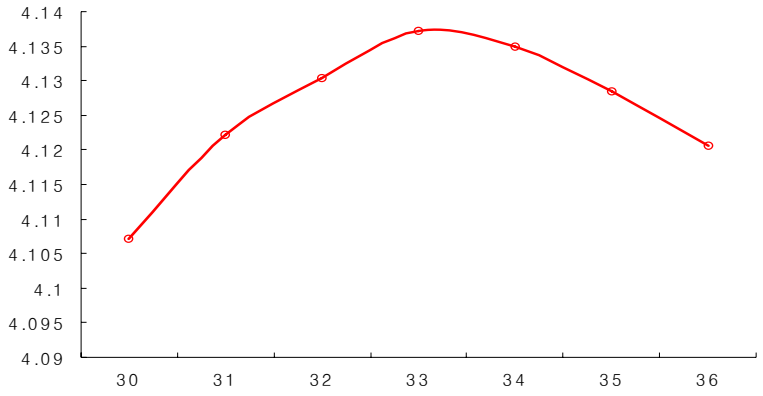
결혼연령 지연이 인적자본 축적에 미치는 효과를 추정해보면, 25세에 결혼한 여성은 30세에 1.9년의 인적자본을 축적하고 있고, 30세에 결혼한 여성은 6년의 인적자본을 가지고 있어 실험의 초기 상태에서의 차이는 4.1년이다. 이러한 차이는 6년이 지난 36세에 조금 더 벌어져 4.12년의 차이를 보이지만 격차는 늘어났다가 시간이 지나면서 축소되는 경향을 보여주고 있다.

<표 Ⅶ-15> 결혼연령 지연이 인적자본 축적에 미치는 효과

(단위: 년)

연령	인적자본		인적자본 차이
	25세 결혼	30세 결혼	
30	1.8929	6	4.1071
31	2.2616	6.3837	4.1221
32	2.631	6.7614	4.1304
33	2.9965	7.1337	4.1372
34	3.3643	7.4992	4.1349
35	3.7303	7.8587	4.1284
36	4.0927	8.2133	4.1206

[그림 Ⅶ-18] 결혼연령 지연이 인적자본 축적에 미치는 효과



결론적으로 현재와 같은 결혼의 지연이 출산에 미치는 영향은 1년 지연될 시 0.14명의 출산자녀 수의 감소가 있고, 노동시장 참가율은 단기적으로는 상승하지만 장기적으로는 하락하는 경향이 있으며, 인적자본의 축적속도는 초기의 차이를 확대시키지 않아 장기적 효과는 적다.

라. 보육비 지원(전액 무료)

현재 시행되고 있는 많은 출산지원정책 중에 자녀가 있는 가구에 보육비를 지원하는 정책이 시행되고 있다. 좀 더 구체적으로는 현재 차등보육료제도를 통해서 보육기 자녀가 있는 가정에 보육비를 지원하고 있다. 더 나아가서 보육비 지원을 기본보조금 지원 등 여러 가지 형태로 확대하려는 계획도 가지고 있다. 하지만, 이러한 보조금지원정책이 출산과 노동공급, 더 나아가서는 결혼에 미치는 효과에 대한 분석은 매우 제한적이다.

이와 같은 한계를 극복하기 위해 본장에서는 보육비 지원정책이 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과를 살펴보고자 한다. 미혼의 25세 고졸, 전일제 부문의 경력이 없는 여성에게 보육비 지원정책을 하게 되면 생애주기의 의사결정을 어떻게 바꾸는지를 기존 정책하에서의 의사결정과 비교하려고 한다. 좀 더 구체적으로는, 원래의 모형에서는 보육비가 전일제 부문에 종사하는 여성의 경우는 소득의 10%, 시간제 부문에서는 일하는 여성의 경우는 소득의 5% 정도 소요된다고 가정하였다. 이를 국가가 전액지원하였을 때, 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과를 살펴봄으로써 정부의 보육비 지원 효과를 살펴보려고 한다.

먼저 출산에 미치는 효과는 자녀 보육(양육)에 드는 비용이 감소되는 것이므로, 자녀의 유지비용(maintenance cost)이 감소하는 것으로 볼 수 있다. 36세에서 봤을 때, 기존 정책과 비교하여 양육비를

지원하는 경우 0.05명이 증가한다. 단기적으로 32세 주변으로 0.08명까지 증가하기는 하지만, 장기적으로는 그 차이는 줄어드는 경향이 있다.

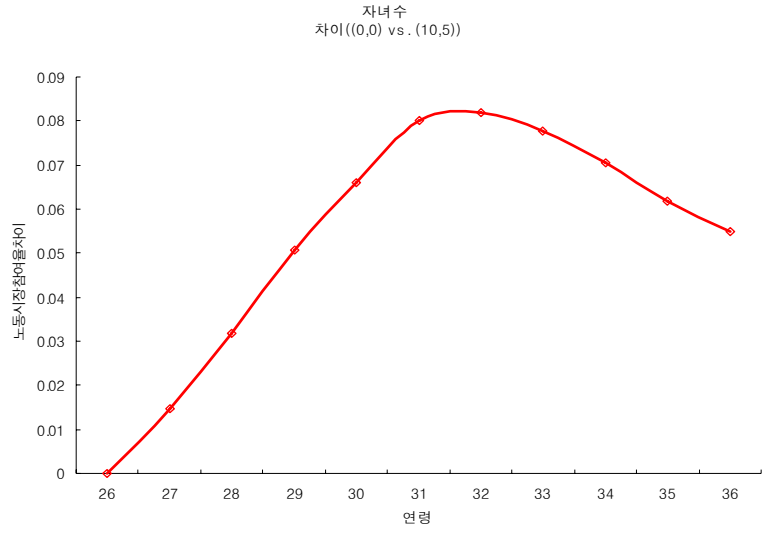
보육비 지원의 효과가 그리 크지 않은 이유는 출산의 고정비용이 아주 크기 때문인 것으로 보인다. 소요되는 재정은 다음 장에서 추정하겠지만, 투자해야 하는 금액에 비해서 돌아오는 수익은 매우 작다고 볼 수 있다. 1년에 보육비 지원을 통해서 받을 수 있는 금액이 100만~200만원임을 고려했을 때, 현재가치로의 환산 없이도 20년을 받는다고 했을 때, 대충 2천만원에서 4천만원의 혜택이 최고치이다. 출산에 따른 고정비용이 2억원에 가깝게 추정되었다는 점을 고려해 봤을 때(<표 Ⅶ-16>), 출산의 결정 자체를 보육비 지원을 통해서 바꾸는 효과는 크게 기대하기는 힘들다.

<표 Ⅶ-16> 보육비 지원이 출산에 미치는 효과

(단위: 명)

연령	자녀 수		자녀 수 차이 ((0,0) vs. (10,5))
	(0%, 0%)	(10%, 5%)	
26	0	0	0
27	0.3739	0.3592	0.0147
28	0.7569	0.725	0.0319
29	1.1293	1.0786	0.0507
30	1.482	1.4159	0.0661
31	1.8014	1.7214	0.08
32	2.0614	1.9794	0.082
33	2.2721	2.1945	0.0776
34	2.4548	2.3843	0.0705
35	2.5713	2.5094	0.0619
36	2.6678	2.6129	0.0549

[그림 Ⅶ-19] 보육비 지원이 출산에 미치는 효과



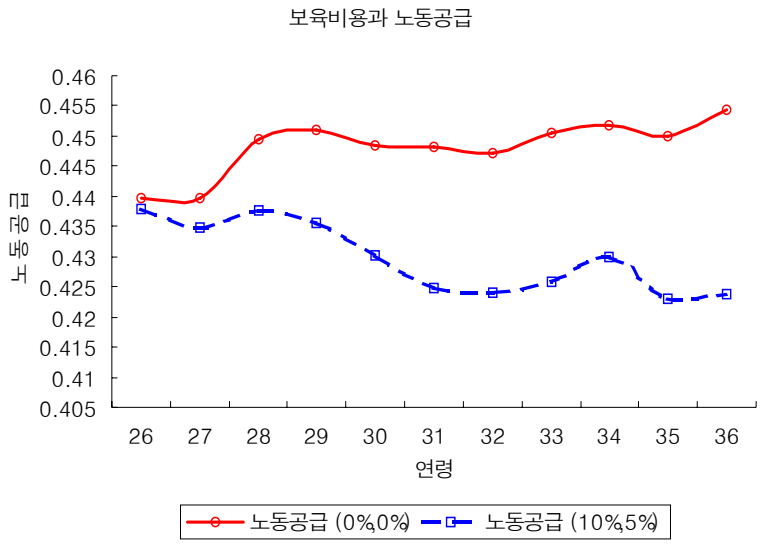
<표 Ⅶ-17> 보육비 지원이 노동공급에 미치는 효과

(단위: %)

연령	노동공급		노동공급 차이 ((0,0) vs. (10,5))
	(0%,0%)	(10%,5%)	
26	43.96	43.78	0.18
27	43.97	43.49	0.48
28	44.95	43.76	1.19
29	45.09	43.55	1.54
30	44.84	43.01	1.83
31	44.81	42.49	2.32
32	44.71	42.39	2.32
33	45.04	42.58	2.46
34	45.18	43.00	2.18
35	45.00	42.31	2.69
36	45.43	42.37	3.06

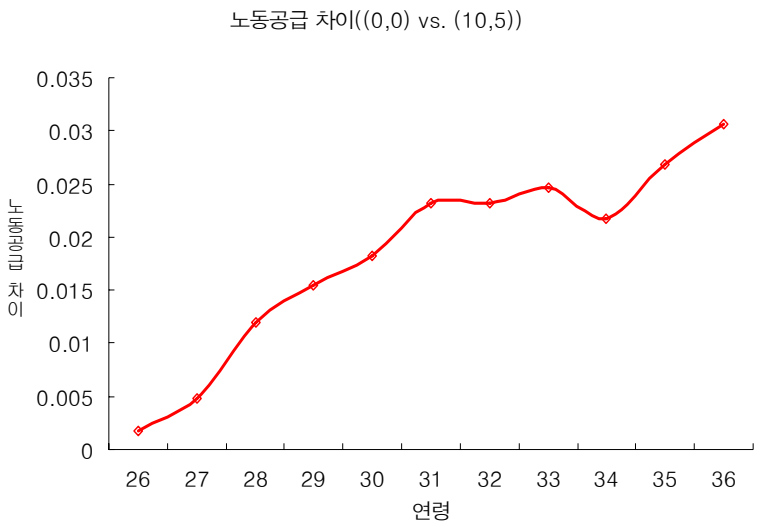
오히려 보육비 지원의 효과는 여성의 노동공급을 통해서 나타난다. 보육비용 지원하에서 여성의 노동시장 참가율은 처음에는 기존 정책하에서와 비슷한 43.9%였지만, 서서히 증가하여 두 정책하에서의 노동공급은 완전히 발산(diverge)하게 된다. 36세에는 기존 정책하에서는 42.3%가 노동공급을 하는 반면에, 보육비 지원하에서는 45.4%가 노동공급을 하게 된다. 즉 보육비 지원정책이 노동공급에 미치는 효과는 장기적으로 점점 커지게 된다.

[그림 Ⅶ-20] 보육비용이 노동공급에 미치는 효과



이러한 노동시장 참가율에 미치는 효과는 인적자본에도 큰 영향을 미치게 된다. 36세에서의 인적자본은 기존 정책하에서가 3.7년인데 반해, 보육비 지원정책하에서는 3.96년으로 거의 0.2년 정도의 차이가 난다. 더군다나 그 효과는 시간이 지남에 따라 커짐을 확인할 수 있다.

[그림 Ⅶ-21] 보육비용이 노동공급에 미치는 효과(차이)

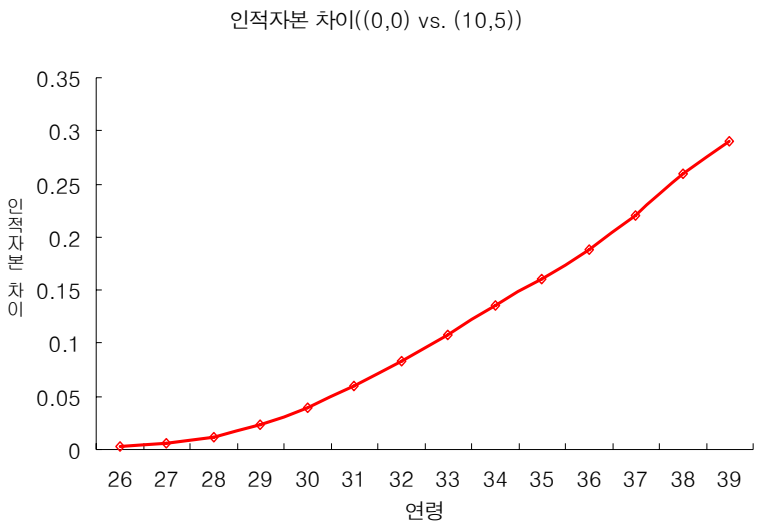


<표 Ⅶ-18> 보육비용이 인적자본 축적에 미치는 효과

(단위: 년)

연령	인적자본		인적자본 차이 ((0,0) vs. (10,5))
	(0%,0%)	(10%,5%)	
26	0.3529	0.35	0.0029
27	0.7067	0.7015	0.0052
28	1.0584	1.0473	0.0111
29	1.4193	1.396	0.0233
30	1.7849	1.7457	0.0392
31	2.1481	2.0885	0.0596
32	2.5104	2.4271	0.0833
33	2.8695	2.7617	0.1078
34	3.2343	3.0986	0.1357
35	3.6002	3.4404	0.1598
36	3.9631	3.775	0.1881

[그림 Ⅶ-22] 보육비용이 인적자본 축적에 미치는 효과



<표 Ⅶ-19> 보육비 지원이 결혼결정에 미치는 효과

연령	결혼 차이 ((0,0) vs. (10,5))
26	0
27	0.0004
28	0.0005
29	0.0006
30	0.0005
31	0.0003
32	0.0005
33	0.0006
34	0.0005
35	0.0004
36	0.0004

결혼에 미치는 효과는 양(+)이지만 그 크기는 아주 작다. 즉, 보육비용을 줄여준다고 해서 여성의 결혼시점을 당겨주는 효과는 거의 없다고 볼 수 있다. 이와 같은 이유는 보육비 지원이 출산에 미치는 효과처럼 작은 이유와 동일하게 결혼에 따른 고정비용을 상쇄하기 쉽지 않기 때문이다.

결론적으로 보육비 지원정책이 출산에 미치는 효과는 0.05명이고 결혼에 미치는 영향은 0.04% 증가시킨다. 전체적인 효과의 크기는 작다고 할 수 있다. 오히려 효과를 미치는 지점은 노동공급과 인적자본의 축적이다. 노동공급은 3% 증가시키고, 인적자본은 0.18년을 증가시킨다.

마. 이전지출이 미치는 효과(universal vs. restricted)

출산율을 제고하는 정책 중에서 보육비 지원 외에 아동세액공제(Child Tax Credit, CTC) 같은 세제지원이나 이전지출(transfer) 같은 현금지원의 경우를 생각해 볼 수 있다. 보육비 지원은 기본적으로 현물지원(transfer in kind)인 데 비해서 이 장에서 고려하고자 하는 정책은 정부가 자녀가 있는 가구에 현금지원(transfer in cash)을 했을 때의 효과이다. 우선 정부의 이전지출이 현금지원이기 때문에 소득효과가 발생할 것을 예상해 볼 수 있다. 즉, 출산은 늘어날 것이고 노동공급은 감소할 가능성이 있다.

실험은 정부의 이전지출이 자녀가 있는 모든 가정에게 주어지는 경우와, Child Tax Credit의 형태로 노동시장에 참가한 어머니에게만 주어지는 경우 두 가지에 대해서 실험해 보았다.

1) 자녀를 가진 모든 가구에 지원하는 경우

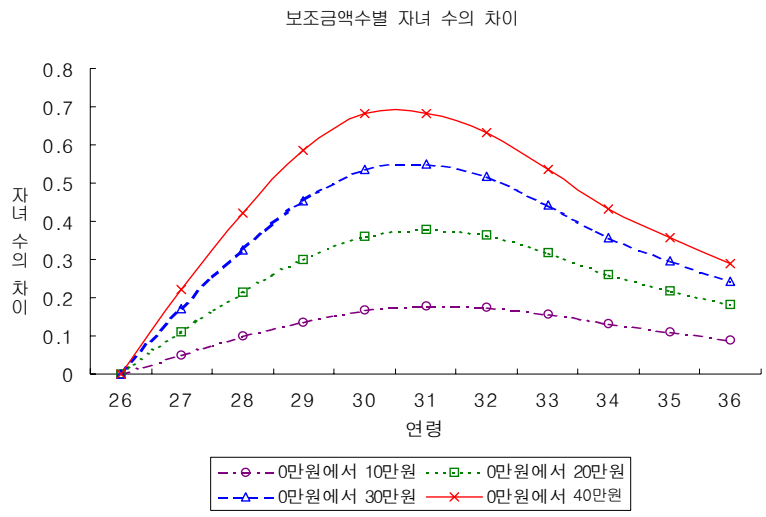
자녀를 가진 모든 가정에 지원을 하는 경우, 보조금액을 자녀당 매월 10만원에서부터 40만원까지 지원하는 실험을 하였다. 앞 절에

서 제시된 모형에서는 식 (24)의 g_t의 금액이 매월 10만원에서 40만원까지 변하는 경우에 해당된다.

<표 Ⅶ-20> 현금보조가 출산에 미치는 효과(자녀가 있는 모든 가구에 지원)

연령	자녀수					차이			
	0만원	10만원	20만원	30만원	40만원	0→10 만원	0→20 만원	0→30 만원	0→40 만원
27	0.3592	0.4092	0.4711	0.5292	0.5798	0.05	0.1119	0.17	0.2206
28	0.725	0.8235	0.939	1.0491	1.1449	0.0985	0.214	0.3241	0.4199
29	1.0786	1.216	1.379	1.5324	1.6628	0.1374	0.3004	0.4538	0.5842
30	1.4159	1.5828	1.7759	1.9531	2.0972	0.1669	0.36	0.5372	0.6813
31	1.7214	1.8995	2.1015	2.2715	2.4053	0.1781	0.3801	0.5501	0.6839
32	1.9794	2.156	2.3446	2.4972	2.612	0.1766	0.3652	0.5178	0.6326
33	2.1945	2.3527	2.5127	2.6386	2.7306	0.1582	0.3182	0.4441	0.5361
34	2.3843	2.5161	2.6453	2.7397	2.8155	0.1318	0.261	0.3554	0.4312
35	2.5094	2.62	2.7278	2.805	2.865	0.1106	0.2184	0.2956	0.3556
36	2.6129	2.7039	2.7944	2.856	2.9023	0.091	0.1815	0.2431	0.2894

[그림 Ⅶ-23] 현금보조가 출산에 미치는 효과(자녀가 있는 모든 가구에 지원)



먼저 출산에 미치는 영향을 지원금의 크기에 따라 살펴보자. 앞에서 간략하게 언급한 대로, 소득효과에 따라 출산은 증가한다. 그리고 지원금액이 증가할수록 정책의 효과는 증가하게 된다. 좀 더 구체적으로는, 기존 정책하에서는 자녀 수가 2.61명이었는데, 매월 자녀당 10만원을 지원하게 되면 2.7명으로 0.09명 증가하고, 금액을 매월 40만원으로 늘리면 출산자녀 수가 2.9명으로 증가하여, 0.28명 증가하는 효과가 있다. 한 가지 유의해야 할 점은, 현금보조를 하게 되면 그렇지 않은 경우와 비교해서 초기에는 큰 효과가 있는 것처럼 보이지만, 시간이 가면 갈수록 그 격차는 줄어들게 된다는 것이다.

<표 Ⅶ-21> 현금지원이 노동공급에 미치는 효과

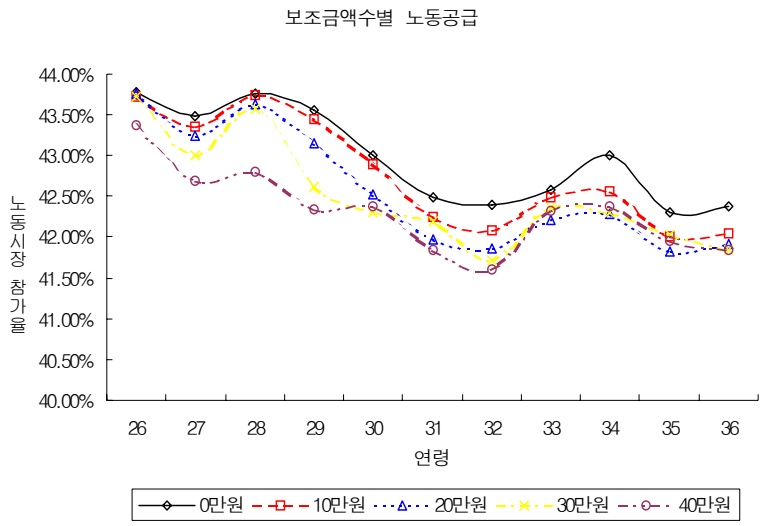
(단위: %)

연령	노동공급					차이			
	0만원	10만원	20만원	30만원	40만원	0⋯→10만원	0⋯→20만원	0⋯→30만원	0⋯→40만원
26	43.78	43.73	43.76	43.73	43.38	-0.0005	-0.0002	-0.0005	-0.004
27	43.49	43.35	43.25	43.01	42.69	-0.0014	-0.0024	-0.0048	-0.008
28	43.76	43.75	43.64	43.58	42.80	-1E-04	-0.0012	-0.0018	-0.0096
29	43.55	43.44	43.16	42.61	42.34	-0.0011	-0.0039	-0.0094	-0.0121
30	43.01	42.89	42.53	42.30	42.37	-0.0012	-0.0048	-0.0071	-0.0064
31	42.49	42.24	41.97	42.20	41.84	-0.0025	-0.0052	-0.0029	-0.0065
32	42.39	42.08	41.87	41.71	41.60	-0.0031	-0.0052	-0.0068	-0.0079
33	42.58	42.49	42.21	42.36	42.33	-0.0009	-0.0037	-0.0022	-0.0025
34	43.00	42.57	42.29	42.31	42.38	-0.0043	-0.0071	-0.0069	-0.0062
35	42.31	42.01	41.82	42.02	41.96	-0.003	-0.0049	-0.0029	-0.0035
36	42.37	42.05	41.92	41.84	41.85	-0.0032	-0.0045	-0.0053	-0.0052
평균	42.98	42.78	42.58	42.52	42.32	-0.19%	-0.39%	-0.46%	-0.65%

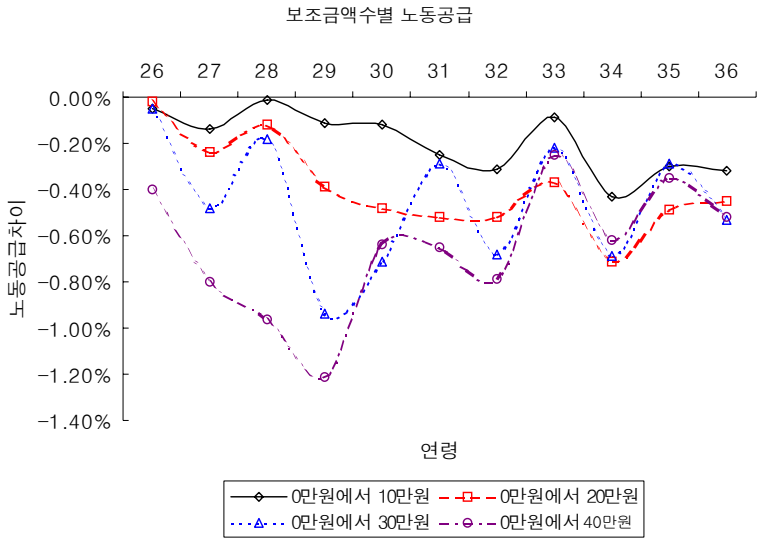
이번에는 노동공급에 미치는 영향을 살펴보자. 예상했던 바와 같이, 해당되는 모든 가구에 보조금을 지급하는 정책은 액수에 상관없이 여성의 노동공급을 큰 폭으로 저해한다. 기존 정책하에서는 평균 42.98%를 기록했던 노동시장 참가율이 10만원을 지급할 때에는 약 0.2%p 떨어진 42.78%를 기록하고 있고, 40만원 지급 정책하에서는 0.65%p 떨어진 42.32%를 기록하고 있다.

현금지원으로 인한 노동공급의 감소는 지원액수별로 여성이 나이를 먹어감에 따라 감소하기는 하지만, 일정 정도의 차이는 지속적으로 유지가 됨을 확인할 수 있다. 즉, 장기적이고 지속적인 노동공급 감소의 효과를 미치게 된다.

[그림 Ⅶ-24] 현금지원이 노동공급에 미치는 효과



[그림 Ⅶ-25] 현금지원이 노동공급에 미치는 효과



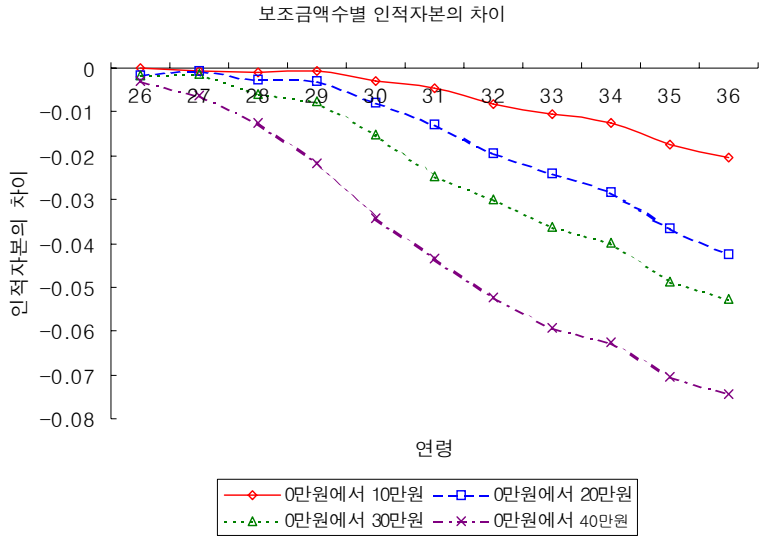
<표 Ⅶ-22> 현금지원이 인적자본 축적에 미치는 효과

(단위: 년)

연령	인적자본			
	0 ⇢ 10만원	0 ⇢ 20만원	0 ⇢ 30만원	0 ⇢ 40만원
26	0	-0.0015	-0.0017	-0.003
27	-0.0005	-0.0008	-0.0014	-0.0063
28	-0.0009	-0.0027	-0.0058	-0.0125
29	-0.0008	-0.0031	-0.0076	-0.0218
30	-0.0028	-0.008	-0.0153	-0.0343
31	-0.0046	-0.0129	-0.0246	-0.0433
32	-0.0081	-0.0193	-0.0299	-0.0524
33	-0.0106	-0.024	-0.0361	-0.0592
34	-0.0125	-0.0282	-0.04	-0.0626
35	-0.0175	-0.0367	-0.0486	-0.0703
36	-0.0205	-0.0424	-0.0527	-0.0743

이러한 여성의 노동공급에 미치는 악영향은 인적자본 축적도 저해하는 경향이 있다. 현금지원 금액이 기존정책보다 10만원 증가하면 0.02년이 감소하고, 40만원으로 증가시키면 0.074년이 감소한다. 대략적으로, 10만원 지원 금액당 약 0.02년의 인적자본 축적이 감소한다고 볼 수 있다.

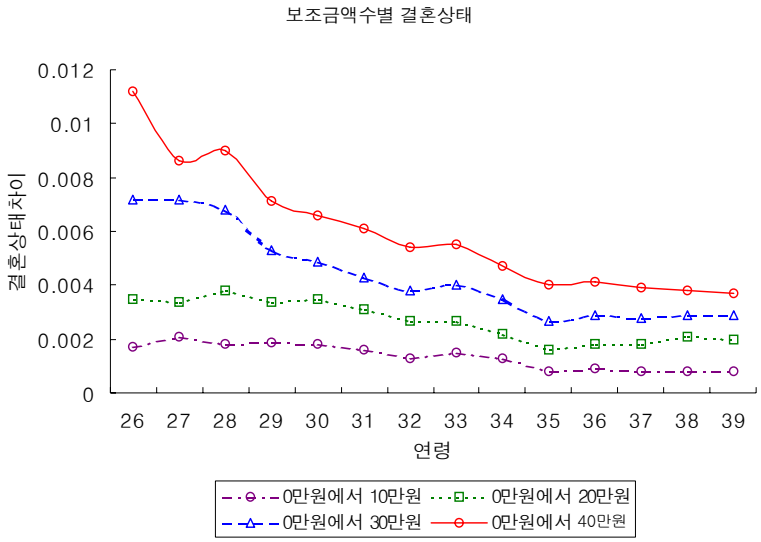
[그림 Ⅶ-26] 현금지원이 인적자본 축적에 미치는 효과



더군다나 이러한 인적자본 축적의 차이는 여성의 나이에 따라 더 커짐을 볼 수 있다. 즉 단기적인 효과 외에도 장기적인 악영향도 크다고 볼 수 있다.

마지막으로, 결혼에 미치는 효과는 자녀출산으로 인해 추가적으로 얻을 수 있는 현금지원으로 인해 결혼을 약간 앞당기는 효과가 있지만 그 크기는 크지 않다.

[그림 Ⅶ-27] 현금지원이 결혼에 미치는 효과



결론적으로, 자녀가 있는 모든 가구에 대한 현금지원은 출산에 미치는 영향은 작은 반면에 여성의 노동공급을 심각하게 저해하고 있음을 알 수 있다.

2) 현금지원을 취업모(working mom)에게 한정하는 경우

근로장려세제(EITC)와 비슷하게 노동공급을 저해하지 않고 출산을 제고하게 하는 방법으로 자녀에 대한 소득 혹은 세액공제를 노동공급을 하고 있는 취업모(working mom)에 한정하여 지원하는 방안, 즉 자녀세액공제제도(Child Tax Credit(CTC)) 등을 고려해 볼 수 있다. 이와 같은 방안은 자녀가 있어야 하고 동시에 어머니도 동시에 일정 이상 노동공급을 해야만 현금지원을 받을 수 있다는 점에서 가)에서 한 실험과는 차별된다.

자녀세약공제제도의 장점은 여성의 노동공급을 저해하지 않기 때

문에 장기적인 인적자본 축적을 도와주어 잠재성장력 확충에 도움을 줄 수 있는 점과 한정된 재원하에서 재정부담이 줄어든다는 점에 있다. 동시에 단점도 존재하는데, 출산지원을 취업모에게만 한정해서 하게 되면 형평성의 문제가 제기될 수 있다. 즉, 가사노동을 하고 있는 여성은 시장에 노동공급을 하지 않는 점 때문에 혜택을 받지 못하게 된다는 점에서 암묵적 패널티(implicit penalty)를 받게 된다.

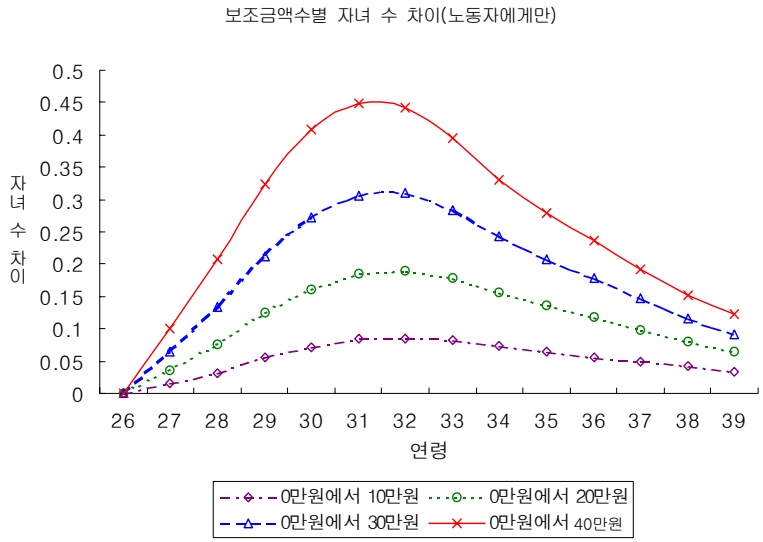
<표 Ⅶ-23> 현금지원이 출산에 미치는 효과(제한적 정책)

(단위: 명, %)

연령	자녀수								
	0만원	10만원	20만원	30만원	40만원	0→10 만원	0→20 만원	0→30 만원	0→40 만원
27	0.3592	0.3738	0.3947	0.4232	0.4594	0.0146	0.0355	0.064	0.1002
28	0.725	0.7573	0.802	0.8594	0.9327	0.0323	0.077	0.1344	0.2077
29	1.0786	1.1336	1.2034	1.2912	1.402	0.055	0.1248	0.2126	0.3234
30	1.4159	1.4878	1.5773	1.6872	1.8253	0.0719	0.1614	0.2713	0.4094
31	1.7214	1.8056	1.906	2.0263	2.1707	0.0842	0.1846	0.3049	0.4493
32	1.9794	2.0652	2.1682	2.2892	2.4224	0.0858	0.1888	0.3098	0.443
33	2.1945	2.2774	2.3729	2.4778	2.5904	0.0829	0.1784	0.2833	0.3959
34	2.3843	2.4586	2.541	2.6268	2.715	0.0743	0.1567	0.2425	0.3307
35	2.5094	2.5742	2.6451	2.7179	2.789	0.0648	0.1357	0.2085	0.2796
36①	2.6129	2.6696	2.7306	2.7907	2.8484	0.0567	0.1177	0.1778	0.2355
36② (전가구)						0.091	0.1815	0.2431	0.2894
②－①						0.0343	0.0638	0.0653	0.0539
①/② (%)						62.3	64.4	73.1	81.3

제한 지원정책이 출산에 미치는 패턴은 36세를 기준으로 봤을 때, 기존 정책에 비해 월 10만원을 지원하면 2.66명으로 0.056명 더 출산을 하게 되고, 월 40만원을 지원하게 되면, 0.28명 증가한다. 이는 전 가구에 지원하였을 경우와 비해서 각각 62%와 81% 수준이다. 따라서 제한된 지원정책은 전 가구 지원정책에 비해서 출산에 미치는 효과는 작은 것이 사실이다. 아래에서 설명을 더 하겠지만, 노동공급은 여전히 40%대인 것을 고려해보면, 재정부담은 절반 이하로 줄면서도 출산에 미치는 효과는 그렇게 급감하지 않는다.

[그림 Ⅶ-28] 현금지원이 출산에 미치는 효과(제한적 정책)



다음으로는 노동공급에 미치는 효과를 살펴보자. 먼저 기존 정책하에서의 노동공급은 여성이 결혼과 출산을 함에 따라서 노동공급이 줄어드는 것이 보통이다. 하지만, 취업모에만 제한해서 하는 이 전지출은 자녀를 가진 상태(state)의 가치를 높이는 동시에 노동공

급의 암묵적 가치(implicit value)를 높이는 역할을 한다. 그 결과, 자녀를 출산하게 되면, 그와 동시에 노동공급을 더할 유인(incentive)가 증가하게 된다.

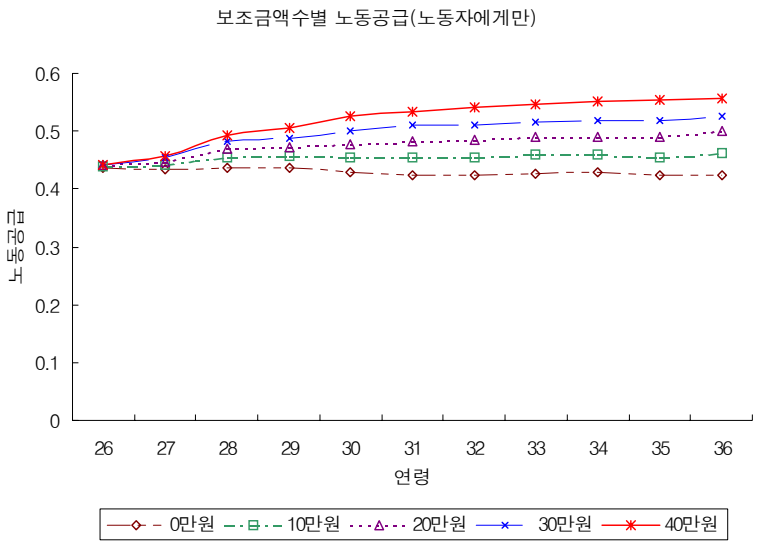
<표 Ⅶ-24> 현금지원이 출산에 미치는 효과(취업모에게만 지원)

(단위: %)

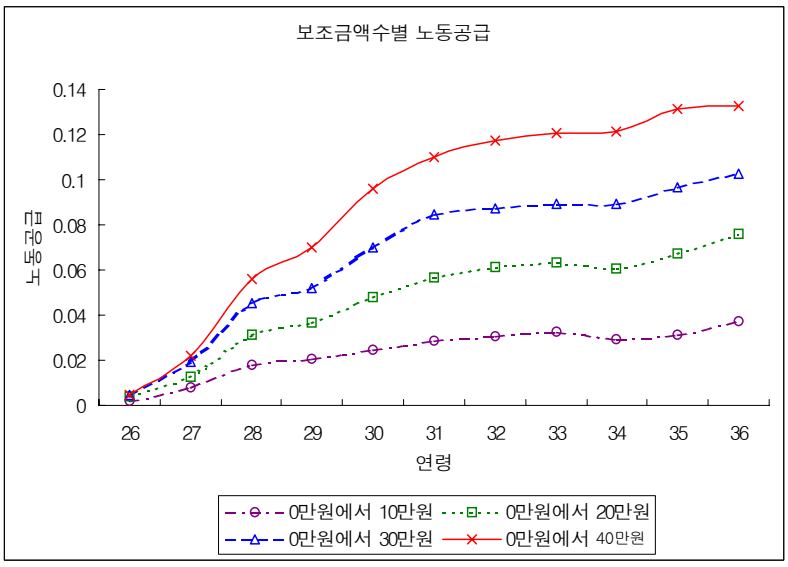
	노동공급								
	0만원	10만원	20만원	30만원	40만원	0→10만원	0→20만원	0→30만원	0→40만원
26	43.78	44.01	44.19	44.24	44.22	0.23	0.41	0.46	0.44
27	43.49	44.28	44.78	45.43	45.71	0.79	1.29	1.94	2.22
28	43.76	45.57	46.91	48.32	49.39	1.81	3.15	4.56	5.63
29	43.55	45.64	47.21	48.78	50.57	2.09	3.66	5.23	7.02
30	43.01	45.45	47.82	50.04	52.59	2.44	4.81	7.03	9.58
31	42.49	45.34	48.13	50.96	53.46	2.85	5.64	8.47	10.97
32	42.39	45.47	48.52	51.15	54.13	3.08	6.13	8.76	11.74
33	42.58	45.84	48.93	51.50	54.64	3.26	6.35	8.92	12.06
34	43.00	45.94	49.06	51.92	55.10	2.94	6.06	8.92	12.10
35	42.31	45.47	49.03	51.95	55.42	3.16	6.72	9.64	13.11
36	42.37	46.10	49.98	52.62	55.62	3.73	7.61	10.25	13.25
평균	42.98	45.37	47.69	49.72	51.90	2.40	4.71	6.74	8.92

이를 실험을 통해서 살펴보면, 기존 정책하에의 노동공급은 26세에는 43.7%에서 36세에는 42.3%로 감소한다. 하지만 매월 10만원을 보조하였을 때 26세에도 44%에서 36세에는 46.1%로 오히려 증가함을 알 수 있다. 증가폭은 보조금의 액수가 증가할수록 커진다. 36세만 비교를 해본다면, 10만원 증가당 3.5~6% 정도의 노동참가율을 증가시키는 효과가 있다. 여성이 30대 후반으로 가면서 노동시장 참여율에 미치는 효과는 점점 커짐을 확인할 수 있다([그림 Ⅶ-29] 참조).

[그림 Ⅶ-29] 현금지원이 출산에 미치는 효과(취업모에게만 지원)



[그림 Ⅶ-30] 보조금 액수별 노동공급(취업모에게만 지원)



이렇게 노동공급에 미치는 큰 효과는 인적자본 축적에도 경제적으로 유의미한 효과를 미친다. 구체적으로는 36세에 기존 정책하에서는 3.77년의 전일제 부문의 경력을 축적하게 되는 데 비해, 10만원 지원 시에는 3.91년으로 약 0.14년 증가하는 효과가 있다. 지원금액을 40만원으로 늘리게 되면, 인적자본은 0.41년 증가하여 기존 정책에 비해 11%(0.412÷3.775)의 인적자본 증가가 있다.

<표 Ⅶ-25> 취업모에 대한 현금지원정책이 인적자본 축적에 미치는 효과

(단위: %)

	인적자본								
	0만원	10만원	20만원	30만원	40만원	0→10 만원	0→20 만원	0→30 만원	0→40 만원
26	0.35	0.3504	0.3516	0.3501	0.3501	0.0004	0.0016	0.0001	0.0001
27	0.7015	0.7002	0.7029	0.7005	0.7005	-0.0013	0.0014	-0.001	-0.001
28	1.0473	1.0486	1.0557	1.0559	1.0559	0.0013	0.0084	0.0086	0.0086
29	1.396	1.4085	1.4267	1.4361	1.4361	0.0125	0.0307	0.0401	0.0401
30	1.7457	1.7699	1.7993	1.818	1.818	0.0242	0.0536	0.0723	0.0723
31	2.0885	2.1279	2.175	2.2072	2.2072	0.0394	0.0865	0.1187	0.1187
32	2.4271	2.4839	2.5524	2.6022	2.6022	0.0568	0.1253	0.1751	0.1751
33	2.7617	2.8404	2.9307	2.9951	2.9951	0.0787	0.169	0.2334	0.2334
34	3.0986	3.1987	3.311	3.3896	3.3896	0.1001	0.2124	0.291	0.291
35	3.4404	3.5577	3.6932	3.7891	3.7891	0.1173	0.2528	0.3487	0.3487
36	3.775	3.9127	4.0741	4.1875	4.1875	0.1377	0.2991	0.4125	0.4125

결론적으로 보면, 취업모에 한하여 현금지원하는 것이 일정 정도의 출산효과는 있으면서도 노동공급을 촉진하여 장기적 인적자본 형성에 기여하는 것으로 보인다.

2. 출산장려정책의 시사점

위의 장에서는 모형에서 사용된 파라미터의 변화가 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과들을 자세하게 살펴보았다. 이번 장에서는 이러한 결과를 출산율 제고정책과 관련지어서 살펴보자.

본장에서는 보육기 혹은 일정 연령의 자녀에게 보육비를 지원하는 보육비 지원정책, 자녀세액공제(Child Tax Credit)와 같이 자녀가 있는 모든 가구에 지원하는 정책, 근로소득공제(Work Tax Credit) 같이 시장에 노동공급을 하는 경우에 혜택을 제공하는 정책, 그리고 출산에 이어서 일정기간 동안 휴직을 제공하는 육아휴직이 여성의 출산과 노동공급에 미치는 효과를 살펴보았다. 해당 정책들이 출산과 노동공급에 미치는 효과는 기존 정책과 대비하여 상대적인 크기(percentage)로 <표 Ⅶ-26>과 [그림 Ⅶ-31]에 제시하였다.

<표 Ⅶ-26> 출산율 제고정책이 출산과 노동공급에 미치는 장기적 효과

(단위: 명, %)

			출산	노동공급
현물보육		보육비지원(전액)	2.06	6.74
현금지원	모든가구	10만원(모든가구)	3.48	-0.76
		20만원(모든가구)	6.95	-1.06
		30만원(모든가구)	9.30	-1.25
		40만원(모든가구)	11.08	-1.23
	취업모지원	10만원(취업모)	2.17	8.80
		20만원(취업모)	4.50	17.96
		30만원(취업모)	6.80	24.19
		40만원(취업모)	9.01	31.27
휴직		무급휴직	0.37	-0.023
		유급휴직(80%임금)	0.74	-0.02

먼저 <표 Ⅶ-26>을 살펴보자. 현물급여의 형태로 보육비를 전액 지원하는 경우는 출산은 베이스라인 대비 약 2%, 노동공급은 6.7% 정도 증가시키는 효과가 있다. 이는 보육비 전액 지원이 보육비 지원정책과 관련하여 제공할 수 있는 최대의 정책이라는 점을 고려해 봤을 때, 기대효과가 그리 크지 않다. 더군다나, 현실에서 제공할 수 있는 보육비 지원정책은 소득에 따라 차등지원하거나(차등보육료정책), 아주 작은 부분을 모두에게 지원하는 정책(기본보조금정책)이라는 점을 고려해 봤을 때, 그 효과가 크다고 보기 쉽지 않다. 단, 단일정책이 출산율도 제고하고 노동공급도 촉진한다는 점에서 그 기여도를 찾아볼 수는 있다.

다음으로는 노동공급을 하고 있다가 출산한 여성에게 퇴직에 대한 불안감 없이 휴직을 할 수 있는 기회를 제공해주는 휴직정책의 효과를 살펴보자. 예를 들면, 호주의 경우 1년 정도의 무급을 조건으로 휴직을 할 수 있다. 반면, 스웨덴 같은 경우는 휴직을 할 수 있을 뿐만 아니라, 그 기간 동안 원래 받고 있던 임금의 80% 정도를 보장해주는 유급휴직을 제공하고 있다. 이 두 정책의 효과를 살펴보면, 유급이던 무급이던 출산에 미치는 효과는 각각 0.37%와 0.74%로, 효과가 없지는 않지만 그 크기는 다른 정책과 비교하면 작은 편이다. 오히려 장기적으로 봤을 때에는 초기의 인적 축적을 저해하는 효과가 있어 노동공급을 감소시키는 효과가 있다. 더군다나, 휴직을 통한 정책은 기업에게 비용을 전가시키는 효과가 있기 때문에 비용계산에서 과소추계될 가능성이 있다는 점도 간과하여서는 안 된다. 다음으로는 자녀세액공제제도와 같이 자녀가 있는 모든 가구에 일정 금액의 이전지출을 통해서 지원하는 정책에 대해서 살펴보자. 기대와 마찬가지로 액수에 따라서 출산에 미치는 효과는 점점 커진다. 자녀당 월 10만원을 지원하였을 경우에는 출산을 3.4% 증가시키는 효과가 있고, 이를 월 40만원으로 늘렸을 경우에는 11% 증가하는

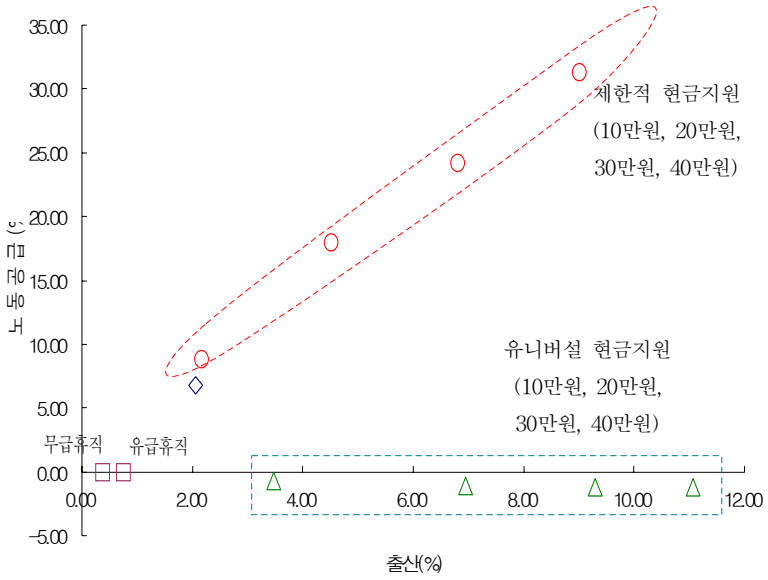
효과가 있다. 하지만, 장기적으로는 노동공급에는 악영향을 미치는 부작용이 있다. 이는 소득효과로 인한 것으로, 10만원 지원 시에는 0.7%, 40만원 지원 시에는 1.23% 감소시키는 효과가 있다.

하지만, 지원대상을 취업모로 제한하게 되면 출산에 미치는 효과는 감소하지만 노동공급을 크게 진작한다는 장점이 있다. 10만원 지원 시에는 2.17%로 모든 가구에 지원했을 때와 비교하여 약 62%, 40만원 지원 시에는 9.01%로 모든 가구에 지원했을 때와 비교하여 약 81%의 효과를 가지고 있다. 반면, 노동공급은 크게 제고하게 된다. 10만원 취업모에게 지원 시는 8.8%, 40만원 지원 시에는 31% 노동공급을 늘려 장기적으로는 인적자본 축적에 큰 역할을 하게 된다.

이러한 출산정책 간의 비교는 [그림 Ⅶ-31]에 잘 정리되어 있다. 효과만의 입장에서 본다면, 취업모에 한하여 이전지출을 해주는 것이 모든 가구에 대하여 지원하는 것보다는 출산과 노동공급, 그리고 인적자본의 축적이라는 관점에서 바람직한 정책이라고 할 수 있다. 보육비를 직접 지원하는 정책은 출산율과 노동공급을 동시에 제공한다는 장점은 있지만, 다른 정책과 비교해봤을 때 그 효과는 작다고 할 수 있다.

하지만, 한 가지 주의해야 할 점은 개별 정책의 효과가 작거나 부작용이 있다고 해서 그 정책이 무용한 것은 아니라는 점이다. 출산율 제고정책은, 정책 하나 하나가 그 효과를 가져오는 것이 아니라 정책의 결합(combination of policies)으로서 궁극적 효과를 가져온다는 점에 유의하여야 한다. OECD국가들의 출산율 정책은 개별 정책으로 존재하는 것이 아니라 친가족정책(family-friendly policy)의 하나로서 효과를 발휘하고 있다. 따라서 궁극적 정책의 효과는 가족정책이 동시에 시행되었을 때의 효과를 살펴보는 것이 바람직하다. 이런 결합정책의 효과는 김현숙 외(2007)에 제시되어 있으니 이를 참조하는 것이 좋겠다.

[그림 Ⅶ-31] 출산율 제고정책이 출산과 노동공급에 미치는 효과



Ⅷ. 출산율 제고정책의 분석[15)]

본장에서는 앞 장에서의 분석을 토대로 우리나라의 출산율 제고 정책의 효과 분석을 목적으로 한다. 앞 장에서는 주로 개별 정책이 도입되었을 때 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과를 분석하였다. 하지만, 현실의 정책은 개별 정책으로 존재하는 것이 아니고 여러 정책이 혼합되어 정책혼합(policy mix)으로서 여성의 의사결정에 영향을 미치고 있다. 더군다나 이미 다양한 출산율 제고정책들이 도입되어 실시되고 있기 때문에 그 정책들과 아주 다른 새로운 정책을 도입하여 실행하자는 제안 역시 현실적이지 않다. 따라서 본장에서는 현재 시행되고 있는 정책들을 기준으로 하여 제시되고 있는 정책의 효과를 살펴봄으로써 정책적 시사점을 이끌어내고자 한다.

어떤 정책이 좀 더 바람직한 출산율 제고정책인가 하는 판단 기준은 연구자에 따라 매우 다르다. 앞 장에서의 반사실적 실험을 통해서도 알 수 있지만, 정책에 따라 어떤 출산율 제고정책은 출산율에 미치는 효과는 미미하지만 노동공급을 동시에 증가시키는 효과가 있다. 어떤 정책은 출산율에 미치는 효과는 크지만 노동공급에는 부정적인 영향을 주기도 한다. 우리 정부가 출산율 제고를 위해 많은 재원을 확보하고 있어서 여러 가지 정책을 동시에 도입하여 정책간의 상쇄효과에도 불구하고 출산과 여성 노동공급에 긍정적인 효과를 줄 수 있다면 그 정책이 가장 바람직한 정책이 될 것이다. 하지만, 재원이 한정된 상태에서는 개별 정책 중 출산율을 높이는 대

15) 본장은 저자들의 다른 논문, 김현숙 외(2007)의 제7장의 결과를 재구성한 것이다.

신 노동공급을 감소시키는 정책보다는 두 가지 모두에 긍정적인 영향을 줄 수 있는 정책을 선택하는 것이 바람직해 보인다. 여기에, 하나 더 고려되어야 하는 요소는 계층 간 형평성이다. 수직적 형평성을 고려하여 소득수준에 따른 구매력이나 부담 수준을 충분히 고려한 정책수단이어야만 한다. 또한, 동시에 동일 소득계층 내 형평성을 침해하지 않도록 세심한 고려가 있어야 한다. 마지막으로, 가장 중요한 요소로서 비용 효율성을 따져보지 않을 수 없다. 한 정책이 다른 정책보다 더 많은 재정을 투입해서 더 큰 효과를 거둔다고 해서 더 좋은 정책이라고 말할 수 없다. 두 정책을 공평하게 비교하기 위해서는 정책 실행을 위해 소요되는 비용이 비슷해야 한다. 그렇지 않으면, 늘 많은 비용이 투입되는 정책이 좋은 정책으로 평가받을 위험이 있다. 본장에서는 비용효율적인 정책을 제시하기 위해서 비슷한 재정이 소요되는 정책을 상정하고, 이 정책들의 효과를 살펴봄으로써 비용효율적인 출산율 제고정책을 제시하고자 한다.

위의 원칙을 가지고 집중적으로 살펴볼 출산율 제고정책은 첫째, 보육지원정책 둘째, 아동수당이다. OECD 주요국의 출산율 제고정책도 보육지원정책과 아동수당을 중심으로 구성되어 있다(김현숙 외, 2007). 주요 선진국의 출산율 제고정책은 보육지원제도를 통해서 자녀가 있는 가구의 보육비부담을 덜어줌과 동시에 여성의 보육부담을 덜어줌으로써 여성의 출산율과 노동공급을 동시에 진작하는 효과를 거두고 있다. 이와 동시에 아동수당을 통해서 자녀의 양육비용을 정부가 일부 부담해줌으로써 자녀의 유지비용, 즉 자녀의 가격을 낮추는 효과를 거두고 있다.

1. 보육지원정책[16)]

가. 새로운 차등보육료 디자인

우리나라의 경우, 소득을 5분위로 분류할 때 2분위 계층의 보육료 부담에 따른 보육서비스 수요의 탄력성이 상대적으로 크다. 또한 2분위 계층과 5분위 계층에서 어머니의 노동시장 참여에 따라 보육서비스 이용이 더 활성화되는 것도 확인하였다. 따라서 소득층에 따른 차별화된 보육료 지원은 저소득층 가구의 보육서비스 수요를 활성화하고, 저소득층 가구의 어머니로 하여금 노동시장 참여를 방해하고 있는 장애를 감소시켜 주는 것으로 보인다. 결국 현재의 차등보육료에 기본보조금을 소득층에 관계없이 추가적으로 제공하는 정책에 비해 소득 2분위의 보육료 부담을 덜어주는 저소득층에 집중된 정책이 보육서비스 수요 확대와 기혼여성 노동공급에 보다 효율적일 것으로 보인다.

현재 시행중인 차등보육료제도를 재편하는 방식은 소득파악 인프라의 어려움을 해결하는 차원에서 건강보험 보험료 부과자료를 이용하는 것으로 설정한다. 나아가 기존 차등보육료 예산에 기본보조금 도입에 따라 필요한 예산을 추가하여 저소득층의 보육료 부담을 더욱 완화하고 상위소득 20%계층(현재 미지원 계층)에게도 일정 수준을 지원하는 방식으로 디자인하였다.

16) 새로운 보육제도 디자인은 김현숙・김진・우석진(2007)의 결과를 수용.

<표 Ⅷ-1> 새로운 차등보육료 계층(2007년 기준)

계층	현 차등보육료 기준 (소득인정액)	직장		지역	
		표준보수월액 (보험료 등급)	누적 비율	보험료 등급	누적 비율
1	~차상위 (~144만원)	130만원 (15등급)	15.3%	16등급 (28,580원)	16.2%
2	~평균소득 70% (145만~258만원)	240만원 (24등급)	50.1%	26등급 (52,330원)	49.0%
3	~평균소득 100~130% (259만~480만원)	360만원 (31등급)	81.4%	37등급 (86,280원)	82.1%
4	상위소득 20% (기준 없음)	420만원 (34등급)	90.0%	43등급 (108,030원)	90.6%

주: 1. 건강보험공단의 2005년 자료를 이용하여 2007년치로 조정
2. 현 차등보육료 기준과 소득분포비율이 동일하지는 않으나 유사함
자료: 김현숙・김진・우석진(2007)

우선 계층은 기존의 차등보육료 수혜계층을 4개의 계층으로 나누어 새롭게 정의하였다. 기존의 차등보육료도 2010년에 이르러서는 4개의 계층으로 포괄되지만 기존의 차등보육료에 비해 수혜계층을 상위소득 20%까지 증가시킨 것이 특징이며, 50~70%계층을 단일계층으로 묶어 동일한 수준으로 지원하는 형태로 전환하였다. 다만 직장가입자의 소득분포는 개인소득에 근거한 것이므로 맞벌이 가구 등의 경우에는 가구소득으로 합산하여 개인소득별로는 수혜계층에 해당되지만 가구소득에 따라 분포를 재구성하여 직장가입자 층별 누적비율에 따라 층을 정하여 제공하도록 하는 것이 바람직하다.

이처럼 차등보육료 계층을 디자인한 주요 근거는 다음과 같다. 첫째, 소득층별 시설 이용률에 대한 보육료 지원탄력성 결과 저소득층,

특히 2분위(5분위 중)에 해당하는 가구의 탄력성이 높은 것을 반영하여 소득계층 50~70%까지는 정부의 상당한 지원이 필요하다고 판단하였다. 따라서 평균소득 70%계층까지의 지원을 현재의 차등보육료 수준보다 확대하도록 고안하였다.

둘째, 상위소득 20%에서 해당하는 계층에게도 일부 지원을 할 수 있도록 보육료 수혜계층에 이를 포함하였다. 이는 상위소득 10%와 20%계층의 소득 격차가 크다는 점을 감안하여 형평성 차원에서 20%계층에게 일부 지원을 하기 위해서이다. 참고로 만 5세 이하 유아를 둔 직장가입자 상위 10% 소득의 가중평균은 564만원(물가상승률 3%를 적용하여 2007년 기준으로 환산할 경우)으로 상위 20%의 최고소득인 420만원보다도 140만원 가량 많다.

셋째, 상위 10%를 제외한 것은 고소득층의 보육시설 이용이 보육료에 대해 그다지 탄력적이지 않아 보육료 지원을 통해 고소득층의 시설 이용률을 증가시키기 어렵고 소득수준별 형평성을 고려하기 위함이다. 가구의 자산분포가 소득분포보다 훨씬 불평등적이라는 점을 감안한다면 고소득층은 재산가액 수준도 매우 높을 것으로 판단되므로 건강보험 직장가입자 상위소득 10%계층 혹은 지역가입자 상위 10%에 대한 지원은 정부예산 차원에서도 신중히 고려해야 한다. 특히 고소득층의 보육서비스 이용에 영향을 미치는 주요 요소는 보육서비스의 질적 수준[17]이므로 금전적 지원보다는 양질의 보육서비스를 제공할 수 있도록 보육산업 구조를 개선하는 것이 더 도움이 될 수 있다.

차등보육료 수혜계층을 위와 같이 네 단계로 구분할 경우 각 층별 정부지원 수혜율은 두 가지를 고려하여 책정될 수 있다. 첫째, 계층별 보육료 지원에 대한 시설 이용탄력성과 소득수준 대비 보육료

17) 이는 보육비용에 대한 회귀분석을 통해 가구소득이 높고 어머니 학력이 높을수록 보육비용 지출이 큰 결과로부터 유추가능하다.

부담의 형평성을 고려하여 층별 지원수준이 결정될 필요가 있다. 둘째, 정부의 예산수준과 범위를 고려하여 실현가능한 정부 지원수준을 결정해야 한다. 우선 정부의 보육료 지원수준과 단가는 현재 여성가족부가 책정한 표준보육비용 단가를 기준으로 한다. 이 중 낮은 비용을 기준으로 정부 지원수준을 결정한다. 그 이유는 이와 같은 차이는 2010년에는 해소되기 때문이고 국공립의 경우에는 여전히 공급자보조금 형태로 제공되기 때문이다. 위와 같은 금액과 현재 보육시설과 유치원 이용 아동 수를 기초로 하여 층별 아동 수를 산정하여 현재 보육료 예산 범위 내에서 층별 지원비율을 정하면 다음과 같다.

<표 Ⅷ-2> 새로운 차등보육료의 계층별 지원기준

계층	직장		지역	
	표준보수월액 (보험료 등급)	표준보육비용 대비 지원 비율	보험료 등급	표준보육비용 대비 지원 비율
1	130만원 (15등급)	100%	16등급 (28,580원)	100%
2	240만원 (24등급)	85%	26등급 (52,330원)	85%
3	360만원 (31등급)	65%	37등급 (86,280원)	65%
4	420만원 (34등급)	35%	43등급 (108,030원)	35%

자료: 김현숙 · 김진 · 우석진(2007)

이와 같은 차등보육료 지원정책의 확대는 출산과 여성 노동공급을 모두 제고할 수 있는 정책으로 중요한 의미를 지닌다. 앞 장의 구조모형을 이용하여 새로운 차등보육료 지원정책 도입이 출산율과

기혼여성의 노동시장 참가율 증가에 미친 영향을 추정해보면 다음과 같다. 구조모형의 파라미터를 이용하여[18] 새로운 차등보육료제도 도입의 가상효과를 실험하기 위해 다음과 같은 시나리오를 구축한다. 우선 아동연령별로 표준보육비용이나 차등보육료 지원액이 다르지만 아동연령을 모형에서 반영하지 않고 있으므로 만 0~5세 평균 차등보육료 지원액을 계산하여 이를 이용하여 소득구간별로 차별화된 지원액을 설정한다.

<표 Ⅷ-3> 가상실험을 위한 새로운 차등보육료 층별 지원액

소득계층 (월소득)	차등보육료 월별 지원액 (천원)
1층 (~130만원)	347
2층 (130~240만원)	295
3층 (240~360만원)	225
4층 (360~420만원)	121

위와 같은 차등보육료 확대 지원이 출산과 여성노동공급에 미친 영향은 다음과 같다. <표 Ⅷ-4>에 따라 차등보육료를 확대 지원할 경우, 가장 지원수준이 높은 1층의 출산 증가는 12.5%, 여성노동 증가는 32.90%로 대단한 효과를 보여주고 있다. 특히 여성노동공급에 대한 효과는 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 모형상 보육시설을 이용하는 가구의 기혼여성은 노동시장에 참여한 것으로 가정했기 때문에 다소 해석상 유의할 필요는 있으나 노동시장에 참여한 여성들의 보육시설 이용률이 전업주부에 비해서 높다는 점을 인식하면 보

18) 현재의 차등보육료제도가 벤치마크가 되는 출산율과 기혼여성 경제활동 참여율에 영향을 미쳤을 것으로 보이나 분석의 편의를 위해 새로운 차등보육료와 기존 차등보육료제도의 순차이만을 비교하지 않고 새로운 차등보육료제도 전체의 효과를 분석한다.

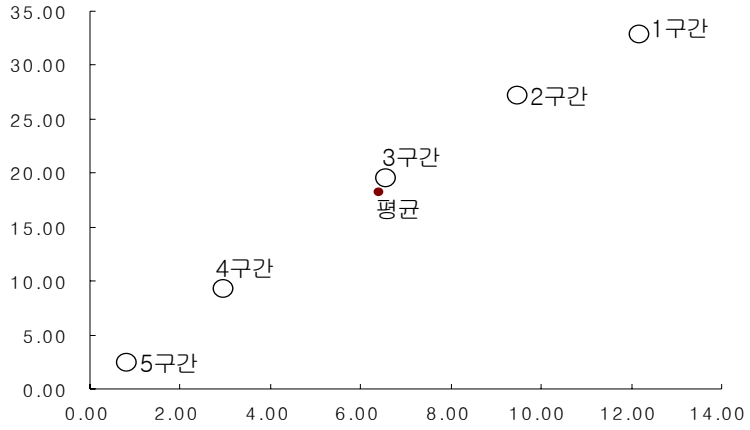
육서비스 이용과 관련한 정부의 지원이 노동공급에 영향을 줄 수 있음을 확인하게 된다. 이와 같은 영향은 층이 높아져 지원수준이 낮아질수록 다소 감소하는 경향을 보이고 있다.

<표 Ⅷ-4> 새로운 차등보육료 확대지원과 자녀세액공제제도 도입에 따른 출산과 여성노동공급 변화 실험결과

(단위: %)

소득계층	출산	노동
1층	12.15	32.90
2층	9.46	27.26
3층	6.55	19.60
4층	2.95	9.29
상위소득10% 맞벌이가구 자녀세액공제도입	0.82	2.47
평균	6.39	18.31

[그림 Ⅷ-1] 차등보육료 확대와 자녀세액공제제도 도입에 따른 계층별 출산 및 여성노동공급 변화



<표 Ⅷ-5> OECD국가들의 보편적 아동수당

국가	명 칭	영향을 받는 요소				지급 대상	지급 빈도	분담제	세금
		아동수	연령	가족형태	기타				
오스트리아	3명 이상의 어린이가 있는 가족보조	O	X	X	X	어머니 또는 아버지	매월	X	X
	유아 수당	X	X	X	X	어머니 또는 아버지	매분기(1년 동안)	X	X
	가족 보조금	O	O	O	X	어머니 또는 아버지	매월(1년 동안)	X	X
프랑스	3명 이상의 어린이가 있는 가구 수당	X	X	O	O	어머니	매월		X
	3살 미만 아동 수당	X	X	O	O				
	allocation de rentree scolaire(ARS) (6~18세 대상)	O	X	X	X		매년	X	
독일	Kindergeld(저소득 가정)	O	X	X	X	가족이 결정함	매월	X	X
그리스	보호가 필요한 어린이를 위한 수당(편부모 포함)	O	X	X	X	편부모	매월		X
	3번째 자녀 수당 (6세 미만의 3번째 자녀)	O	O	X	X	어느 한쪽			O
	대가족을 위한 수당(4명 이상의 어린이)	O	X	X	X	어느 한쪽			O
	결혼 수당(어린이가 없는 가정도 적용됨)	X	X	X	O	근로자 1명	지급기간에 따라 결정		O

<표 Ⅷ-5>의 계속

국가	명 칭	영향을 받는 요소				지급 대상	지급 빈도	분담제	세금
		아동수	연령	가족형태	기타				
아일랜드	저소득의 전시간제 근로자를 위한 가족소득 보조	O	X	X	X	근로자	지급기간에 따라 결정	X	X
	저소득 편부모 가정 보상	O	X	X	O				
	생활 보호를 받는 가족을 위한 자녀 수당	O	X	X	X	생활보호 수급자			
이탈리아	가정 수표(어린이가 없는 가정도 적용됨)	O	X	O	X	근로자	매월, 1년에 13번	O	X
	3명 이상의 미성년 자녀가 있는 가구 수당	O	X	X	X			X	X
일본	자녀 수당(Jido teate) (취학전 아동 대상)	O	O	X	X	어느 한쪽	1년에 3번	X	X
	편모를 위한 자녀 지원 수당(jido Fuyo teate)	O	X	X	X	어머니	1년에 3번	X	X
노르웨이	과도기 수당(8세 이하 자녀를 둔 편부모)	X	O	O	O	편부모	매월	X	O
포르투갈	아동 수당	O	O	X		어느 한쪽		다양함	X
스페인	prestacion economica por hijo a cargo	X	X	X	X	초보 부모	일년에 2번	X	X
미국	가난한 가정을 위한 임시 지원(TANIF)	O	X	X	X	세대주	매월/매주	X	X

<표 Ⅷ-6> OECD국가들의 저소득층에 대한 아동수당

국가명	명칭	영향을 받는 요소			연령제한	지급 대상	분담제	활성화 여부	물가연동 여부	과세 여부
		자녀수	연령	가족형태						
오스트리아	familienbeihilfe	O	O	X	18세 또는 성인교육을 받는 26세까지	어머니	X	O, 정부의 결정	X	X
벨기에	gezinsbijslagen	O	O	X	18세 또는 성인교육을 받는 26세까지	어머니	O	O	소비자물가지수	X
덴마크	bornefamilieydelse	O	O	X	18세	어머니	X	매년	평균소득	X
	bornetilskud (편부모의 아동 보조)	O	X	X	18세	편부모	X	매년	평균소득	X
핀란드	lapsilisa	O	X	X	17세	어머니	X	O, 정부의 결정	X	X
프랑스	allocation familales	O	O	X	16세 또는 교육, 트레이닝을 받거나 실업자인 20세까지	어머니		매년		
	allocation de soutien familial	O	X	X		편부모	X	행정상 또는 법적 결정	인플레이션	X
그리스	아동수당 (공공부문 근로자)	O	X	X	18세 또는 고등교육을 받는 24세까지	한쪽, 양쪽 청구 가능함	X	행정상의 결정	X	O
	아동수당 (민간부문 근로자)	O	X	O	18세 또는 고등교육을 받는 24세까지	어느 한쪽 청구 가능함	O	일정하지 않음	X	O

<표 Ⅷ-6>의 계속

국가명	명칭	영향을 받는 요소			연령제한	지급 대상	분담제	활성화 여부	물가연동 여부	과세 여부
		자녀수	연령	가족형태						
아일랜드	아동수당	O	X	X	16세 또는 19세까지의 학생	어머니	X	매년	X	X
이스라엘	아동수당	O	X	X	18세	어머니	X	X	평균소득	X
일본	직업 가족 수당	O	X	O	18세	소득있는 자	X	O	X	O
룩셈부르크	가족배당금	O	O	X	18세 또는 트레이닝/ 성인교육을 받는 27세까지	아버지 또는 18 세 이상의 자녀	X	O	생활비지수	X
네덜란드	kinderbijslag	O	O	X	16세 또는 성인교육을 받는 18세까지	어머니	X	O, 정부의 결정	X	X
노르웨이	barnetrygd	O	O	O	18세	어머니	X	매년	소득세조정	X
스웨덴	bambidag				16세 또는 성인교육을 받는 16세 이상	어머니	X	O, 정부의 결정	X	X
영국	아동수당	O	X	X	16세 또는 성인교육을 받는 16~19세	주 양육자, 보통은 어머니	X	O, 정부의 결정	X	X

2. 아동수당 도입[19)]

아동수당은 OECD 여러 나라에서 도입되어 시행되고 있다. 아동수당은 크게 두 가지 종류로 구별할 수 있는데 하나는 소득수준에 관계없이 제공되는 보편적 수당 형태이고, 다른 하나는 저소득층에 한해서 제공하는 형태이다. 다음 표는 OECD국가들의 아동수당 도입 현황에 대해 소개하고 있다.

<표 Ⅷ-7>에 열거한 나라들은 보편적인 아동수당을 제공하고 있는 나라들로 아동의 연령이나 가구의 자녀 수, 가구 형태에 따른 차이는 존재하지만 소득에 따른 차별은 두지 않는 국가들이다. 호주, 캐나다, 독일, 이탈리아, 뉴질랜드, 포르투갈, 스페인, 미국은 소득에 연동하지 않는 아동수당이나 지원은 없는 나라들이다.

한편 보편적 아동수당을 제공하고 있는 나라들 중에도 다른 형태의 급여로 저소득층에게 추가적인 아동수당을 지원하는 국가가 있다. 오스트리아, 프랑스, 그리스, 아일랜드, 일본, 노르웨이가 이에 해당한다. 또한 보편적 아동수당은 없지만 저소득층 아동에 한해 아동수당을 제공하는 나라들도 존재한다. OECD국가들의 아동수당의 현황을 정리하여 요약하면 <표 Ⅷ-7>과 같다.

<표 Ⅷ-7> OECD국가들의 아동수당 현황

아동수당 형태	아동수당 없음	저소득층 아동수당만 존재	보편적 아동수당만 존재	저소득층+보편적 아동수당 존재
해당국가	호주, 캐나다, 뉴질랜드	독일, 이탈리아, 포르투갈, 스페인, 미국(TANF)	벨기에, 덴마크, 핀란드, 이스라엘, 룩셈부르크, 네덜란드 , 스웨덴, 영국	오스트리아, 프랑스, 그리스, 아일랜드, 일본, 노르웨이

19) 김현숙・김진・우석진(2007)의 결과에 기초

호주, 캐나다, 뉴질랜드에는 아동수당이 존재하지 않으며 독일, 이탈리아, 포르투갈, 스페인, 미국은 mean test를 통해 아동수당을 제공한다. 참고로 미국의 아동수당은 TANF를 일컫는 것으로 일시적으로 제공하므로 아동이 일정 연령에 이를 때까지 지속적으로 제공하는 일반적인 아동수당과는 약간 다르다. 미국의 경우에는 food stamp와 같은 바우처제도도 저소득층에 대한 아동수당 내용에 포함되어 있다.

아동수당의 도입과 관련하여 어떤 형태로 아동수당을 도입할지에 대한 시나리오도 여러 가지가 있을 수 있다. 본 연구에서는 두 가지 정도의 시나리오를 고려하기로 한다. 첫 번째 시나리오는 현재 존재하는 차등보육료제도는 그대로 존치하되 두 자녀 이상의 가구에 대해서 2008년부터 월 10만원의 정액보조를 만 0세부터 시작하여 2011년에 만 3세까지 확대해가는 방안이다. 이는 이미 일부 정부부처 내에서 검토가 이루어졌던 시나리오로 이에 따른 재정소요액은 다음과 같다. 우선 두 자녀 이상의 가구에 대해서 제공하는 것이므로 전체 아동 중 두 자녀 이상이 몇 명인지를 파악해야 한다. 2004년 자료에 따르면 전체 신생아 수는 47만 2천명이고 그 중 두 자녀 이상은 23만 1천명으로 재정추계 시에는 오류와 시차를 감안하여 약 23만 5천명으로 계산하였다.

<표 Ⅷ-8> 출생순서에 따른 신생아수 (만 0세아)

(단위: 천명)

전체	첫째아	둘째아	셋째아	넷째아	다섯째 이상
472	241	186	41	4	0.8

이와 같은 수치에 따라 2009년에는 만 1세까지 확대하고 2010년에는 만 2세, 2011년에는 만 3세까지 아동수당 수혜대상으로 확대할

경우의 예산소요액은 다음과 같다. 참고로 아동수 산정 시 그 해에 태어난 아동은 12월에 걸쳐 고루 분포된다고 가정하고 1월 탄생아는 12개월치를 수령하고, 12월 탄생아는 1개월치를 수령하는 것으로 설정하여 지원대상 아동 수와 예산을 산정하였다. 이와 같이 둘째아 이상의 아동에게 만 3세아까지 순차적으로 아동수당을 도입하게 되면 2011년부터는 약 1조원에 가까운 예산이 지속적으로 필요할 것으로 예측된다.

<표 Ⅷ-9> 보편적 아동수당 도입에 따른 재정소요

(단위: 천명, 억원)

구 분	계	'08	'09	'10	'11
▪ 지원대상		0세 (128)	1세 이하 (362)	2세 이하 (597)	3세 이하 (832)
▪ 사업비	23,032	1,528	4,348	7,168	9,988
- 국비	11,516	764	2,174	3,584	4,994
- 지방비	11,516	764	2,174	3,584	4,994

주: 2008년 1월에 도입한다고 가정할 경우 만 0세아 중 수혜대상은 전체 신생아수를 월별인 12로 나누어 1월 탄생아는 전액 120만원을 수령하고, 12월 탄생아는 한달치인 10만원을 수령한다고 가정하여 지원대상 수를 산정.

만약 이를 소득층을 고려하여 상위소득 20%를 제외하고 제공한다면 예산도 위 표 예산의 80% 수준으로 감소하게 된다. 보편적 아동수당을 순차적으로 만 3세까지 확대하여 도입하는 시나리오의 예산은 영아 및 유아 기본보조금으로 책정된 예산을 이용한다면 가능할 것으로 보인다.

위 시나리오의 강점은 모든 영아 및 만 3세에게 정부가 일정수준의 아동수당을 제공함으로써 시설을 이용하지 않는 아동에게도 일정정도 지원을 할 수 있다는 점이다. 또한 월 10만원 정도로 출산율

에 영향을 주기는 어렵지만 자녀의 출산에 대해 정부가 범국가적 차원에서 장려하고 소액이나마 인센티브를 제공한다는 의미를 부여할 수 있다.

그러나 재원이 달리 마련되지 않는 한 보육 관련 보조금 재원으로 책정되거나 고려되고 있는 재원을 활용해야 하므로 공식적 육아시설을 이용하는 아동에게 표준보육비용에 따른 지원을 수행할 수가 없다. 또한 현금으로 제공할 경우에는 아동을 보살피는 데 사용되지 않고 다른 목적으로 이용될 수 있다는 현금지원의 문제점을 안고 있다.

두 번째 시나리오는 모든 아동에게 소득수준에 따라 바우처를 발행하고 이를 시설 이용에 사용하지 않은 가구에 대해서는 바우처 액면가 50%에 해당하는 금액으로 현금지급하는 방안이다. 만약 예산이 허용한다면 이는 만 5세 이하의 전 아동을 포괄하는 것이므로 매우 광범위한 육아지원정책이 될 수 있다. 만 5세 이하 아동을 대상으로 이와 같은 제도를 도입할 경우의 예산소요액은 다음과 같다.

<표 Ⅷ-10> 시설 미이용 아동에게 차등보육료 30% 현금제공 시 재정소요 추계

(단위: 명, 원)

2008기준	총 아동 수	시설 미이용 아동 수	현 차등보육료(원/월)	아동수당 예산(원/년) (차등보육료의 30%)
만 0세	466,246	438,984	372,000	292,121,235,544
만 1세	466,377	395,258	327,000	231,206,435,875
만 2세	469,778	327,543	270,000	158,198,945,432
만 3세	474,016	219,392	185,000	72,604,579,277
만 4세	475,363	132,522	167,000	39,589,178,291
만 5세	476,471	36,782	167,000	10,988,115,451
총 계	2,828,264	1,550,481	-	809,641,978,068

주: 만 5세는 평균소득 100%까지 제공하는 무상보육료 수혜계층과 무상보육료 16만 7천원에 근거하여 추계

두 번째 시나리오를 만 3세 아동에게까지만 국한한다고 해도 만 4~5세의 시설 이용률이 높아 추가적인 예산소요는 1천억원 수준이어서 예산 절감에는 도움이 되지 않는다. 비용을 첫 번째 시나리오 수준으로 삭감하기 위해서는 지원수준을 차등보육료의 30% 수준으로까지 낮추면 가능한데 그 경우 예산수준은 8천억원 수준으로 국고는 약 4천억원에 이르게 된다. 이는 기본보조금을 이용하여 충당할 수 있는 예산수준이다. 따라서 동일한 비용으로 도입 가능한 정책으로 차등보육료를 본고에서 제안한 형태로 개선하거나 차등보육료는 현재 수준대로 유지하고, 시설을 이용하지 않는 아동에게 차등보육료 수혜수준의 30%에 해당하는 현금지원을 수행할 경우를 고려해 볼 수 있다.

가상실험을 위해 기존의 차등보육료를 보육시설을 이용하는 아동에게는 그대로 유지하고, 기본보조금 재원을 아동수당 형태로 전환하여 시설 미이용 아동에게 이용아동의 30%에 해당하는 수준에서 지원하도록 설정하면 다음과 같다.

<표 Ⅷ-11> 차등보육료 유지 및 아동수당 일부도입의 가상 시나리오

(단위: 천원)

소득층	현 차등보육료 (시설 이용 아동)	아동수당 (시설 미이용 아동)
~130만원 (차상위까지)	240	72
130~180만원 (평균소득50%)	192	58
180~240만원 (평균소득 70%)	120	36
240~340만원 (평균소득 100%)	107	32

주: 층별 소득기준은 가구소득을 이용하므로 여성가족부 층별 기준인 소득인정액에 비해 낮으며 차등보육료 기준도 연령별 차이를 조정하여 평균을 이용함.

아동수당의 도입은 구조모형으로부터 추정한 파라미터를 이용할 경우, 출산율 제고에는 도움이 되는 것으로 확인되었다. 본절에서

서술한 차등보육료 현 상태 유지 + 시설 미이용 아동에게 차등보육료 수혜수준의 30%에 해당하는 현금지원을 수행할 경우의 출산율과 여성의 노동공급 증가에 미친 영향을 가상실험을 한 결과는 다음과 같다. 우선 보육시설을 이용하여 차등보육료를 지원받는 가구의 출산 및 노동공급에 미친 영향은 다음 표의 (1)과 (2)에 해당된다. 또한 보육시설을 이용하지 않아 아동수당을 받는 가구의 출산 및 여성노동공급에 미친 영향은 (2)와 (4)가 된다. 이를 우리나라 전체 아동 중 공식적인 보육시설을 이용하는 아동과 그렇지 않은 아동의 비율에 근거하여 가중평균한 값이 각각 가중평균 출산 및 노동합계이다.

<표 Ⅷ-12> 차등보육료 유지 및 부분적 아동수당 도입시 출산 및 노동공급 효과

(단위: %)

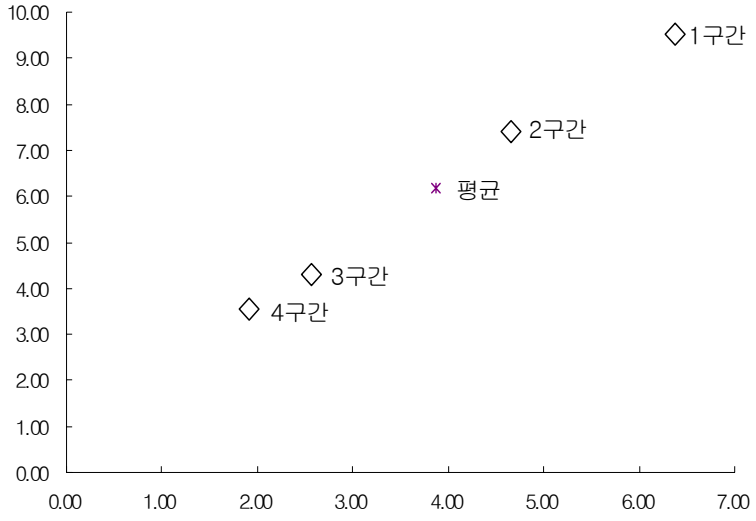
	출산(차등) (1)	출산 (아동수당) (2)	가중평균 출산합계	노동공급 (차등) (3)	노동공급 (아동수당) (4)	가중평균 노동합계
1층	8.35	4.74	6.37	21.61	-0.46	9.51
2층	6.13	3.45	4.66	16.75	-0.30	7.40
3층	3.41	1.87	2,57	9.67	-0.12	4.30
4층	2.62	1.32	1.91	8.26	-0.34	3.55
평균	5.13	2.84	3.87	14.07	-0.31	6.19

주: 공식적 보육시설 이용아동과 미이용 아동 수를 이용하여 가중평균 도출.

앞의 새로운 차등보육료 시나리오에 비해 출산율에 미치는 영향도 감소하고, 노동공급에 미치는 영향은 더욱 현저하게 감소한다. 그 이유는 첫째, 시설을 이용하지 않는 아동에게도 지원을 확대하여 지원아동 수는 현저히 증가하였으나 아동 1인당 지원액이 감소하여 지원의 한계효과가 낮아졌기 때문이다. 둘째, 보육료 지원에 비해

시설 미이용 아동이 있는 가구에 지원하는 아동수당의 금액이 더 작아 그 효과가 적기 때문에 가중평균한 값도 더 작아진다. 셋째, 출산이나 여성 노동공급에 효과가 큰 저소득층에 대한 지원폭이 새로운 차등보육료 지원에 비해 낮기 때문에 전체적인 평균 효과도 낮아진다. 마지막으로 아동수당 형태의 보편적 현금지급은 특히 노동공급에 부정적인 효과를 주기 때문에 여성의 노동공급 증대효과가 크게 감소한다.

[그림 Ⅷ-2] 차등보육료 유지 및 제한된 아동수당 도입의 효과



이와 같은 결론은 동일한 비용으로 차등보육료를 크게 확대하는 제도와 기존의 차등보육료제도를 유지하고 시설 미이용 아동에게 아동수당을 도입하는 형태의 제도 중 출산과 특히 기혼여성 노동공급에 대해 차등보육료를 크게 확대하는 제도가 더 영향을 준다는 것을 보여준다.

Ⅸ. 결 론

본 연구는 “장기적 인적자본 형성을 위한 조세・재정정책”의 2차연도 과제로 수행되었다. 1차연도 과제에서는 실증적인 분석을 통하여 한국 여성의 출산과 노동공급에 유의한 영향을 주는 경제・사회적 요인을 식별하였다. 2차연도 과제에서는 이에 기초하여 출산율을 제고하기 위한 정책들이 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼, 더 나아가서는 장기적 인적자본 축적에 어떤 효과를 가져 오는지에 대해서 살펴보았다. 먼저, 출산율 하락이 사회・경제에 미치는 효과를 분석함과 동시에 OECD국가들이 사용하고 있는 출산장려정책과 그 정책의 효과를 분석하였다.

한국 여성의 일련의 출산, 노동공급, 결혼을 설명할 수 있도록 동적 구조모형을 이용하여 발전시켰다. 한국노동패널을 이용하여 모형의 구조모수를 최우추정법을 이용하여 추정하고, 추정된 구조모수를 사용하여 다양한 출산장려정책에 대한 반사실적 실험을 하였다.

실험결과 무급 혹은 유급휴직이 출산에 미치는 효과는 다른 정책에 비해 크지 않고 오히려 노동공급을 저해하는 부작용이 있었다. 보육비를 지원하는 정책은 출산과 노동공급을 동시에 촉진한다는 장점이 있으나 소요되는 예상 재정에 비해서 그 효과가 그리 크지 않은 것이 단점으로 지적할 수 있다. 이전지출이 미치는 효과는 그 지원 액수가 큰 만큼 다른 정책들과 비교해 봤을 경우에 큰 편이다. 하지만 자녀가 있는 모든 가구에 대하여 지원을 했을 때에는 노동공급을 장기적으로 저해한다는 단점이 있다. 이를 취업모에게만 한정한다면, 출산에 미치는 효과는 60~80% 감소하기는 하지만 장기적

으로는 노동공급과 인적자본 축적을 제고하여 재정의 부담을 덜어 줄 수 있다는 장점이 있다. 하지만, 이러한 제한적인 정책은 형평성의 문제를 야기할 수 있다는 점에서 정치적으로 민감하다는 한계점이 있다.

현재의 제도를 개선하는 출산율 제고정책의 효과를 살펴본 결과, 차등보육료를 크게 확대하는 제도와 기존의 차등보육료제도를 유지하고 시설 미이용 아동에게 아동수당을 도입하는 형태의 제도 중 출산과 특히 기혼여성 노동공급에 대해 차등보육료를 크게 확대하는 제도가 더 영향을 준다는 시사점을 발견하였다.

본 연구의 한계점으로는 출산장려정책 중 개별 정책의 효과만을 살펴보았다는 것이다. 출산장려정책은 가족정책의 하나로 사용되고 있기 때문에 개별 정책의 효과보다는 결합정책의 효과 중 하나의 축으로 보는 것이 옳다. 따라서 반사실적 실험 역시 결합정책의 효과를 살펴보는 것이 좀 더 현실적인 접근방법일 수 있다. 하지만 본 연구에서는 모형의 다양한 측면을 연구한다는 입장에서 개별 정책의 효과를 집중적으로 살펴보았다. 출산율 제고정책 중 정책결합의 효과는 본 연구와 동시에 진행되고 있는 가족정책의 효과를 살펴본 김현숙 외(2007)에 잘 제시되어 있다.

또 하나의 한계는, 출산, 노동공급, 결혼과 관련된 여러 가지 불확실성이 현실적인 제약으로 많은 부분이 사상되어 있다는 점이다. 현실에 존재하고 의사결정에도 중요한 이러한 불확실성들을 좀 더 잘 반영하여 예측력을 향상시킬 수 있는 모형으로 발전시키는 것은 차후의 과제로 남겨 놓는다.

참 고 문 헌

김진・김현숙・우석진,『합리적 자녀양육지원정책 및 국공립 보육시설 확충방안』, 용역보고서, 한국조세연구원, 2007.

김현숙・류덕현・민희철,『출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석 : 장기적 인적자본 형성을 위한 조세・재정정책 제1차연도 과제』, 연구보고서, 한국조세연구원, 2006.

김현숙・김혜원・류덕현・민희철・옥우석・우석진,『저출산 극복 및 성장잠재력 확충을 위한 가족친화정책: 조세, 재정, 보육・교육, 여성노동 분야에서의 정부의 역할』, 연구보고서, 한국조세연구원, 2007.

은기수,「결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계」,『한국사회학』, 한국사회학회, 제35집 6호, 2001.

이삼식 외,『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 연구보고서 2005-30 (2), 한국보건사회연구원, 2005.

저출산고령사회위원회 외,『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 2005.

조윤영,『기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형』, 한국개발연구원, 2006

최숙희,『외환위기 이후의 저출산의 원인분석』, 삼성경제연구소, 2005

Ahn, N., “Measuring the Value of Children by Sex and Age Using a Dynamic Programming Model,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 62(3), 1995, pp. 361~379.

Arroyo, C. and J. Zhang, “Dynamic microeconomic models of fertility choice: A Survey,” *Journal of Population Economics,*

Vol.10, 1997, pp. 23~65.

Becker, G., "An Economic Analysis of Fertility, in Demographic and Economic Change in Developed Countries," Conference of the Universities-NBER, 1960.

_____, G. and G. Lewis, "On the interaction between the quantity and quality of children," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1973.

Blanchet, D. and O. Ekert-Jaffee, "The demographic impact of fertility benefits: Evidence from a micro-model and from macro-data," in Ermisch and N. Ogawa (ed.) *The family, the market and the state in ageing societies*, 1994.

Buttner, T. and W. Lutz, "Estimating fertility responses to policy measures on the German Democratic Republic," *Population and Development Review,* Vol. 16, 1990.

Castles, F. G., "The world turned upside down: below replacement fertility, changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD countries," *Journal of European Social Policy*, Vol. 13, 2003.

Davis, K., "The world demographic transition," *Annals of the American Academy of Political and social Sciences* 237, 1945.

Del Boca, D., "The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy," *Journal of Population Economics,* Vol. 15, 2002.

D'Addio, A. and M. Mira d'Ercole "Trends and Determinants of fertility rates in OECD countries: the role of policies,"

OECD Social, Employment and Migration Working Papers 27, 2005.

Eckstein, Z. and K. Wolpin, "The specification and Estimation of Dynamic Stochastic Discrete Choice Models: A Survey," *The Journal of Human Resources*, Vol. 24, 1989, pp. 562~598.

Francescono, M., "A Joint Dynamic Model of Fertility and Work of Married Women," *Journal of Labor Economics,* Vol. 20(2), 2002, pp. 336~379.

Gauthier A. H., "the impat of public policies on families and demographic behaviour," paper presented at the ESF/ EURESCO conference 'The Second Demographic Transition in Europe', 2001.

_____, *The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature*, 2007.

_____, and J. Hatzius, "Family benefits and fertility: An econometric analysis," *Population Studies,* Vol. 51, 1997.

Georgellis Y. and H. J. Wall, "The fertility effect of dependent tax exemptions. Estimates for the United States," *Applied Economics,* Vol. 24, 1992.

Hank, K and M. Kreyenfeld, "A multilevel analysis of childcare and women's fertility decisions in Western Germany," *Journal of Marriage and the Family* 65, 2001.

Hyatt D. E. and W. J. Milne, "Can public policy affect fertility?," *Canadian Public Policy,* Vol. 17, 1991.

Hotz, V and R. Miller, "Conditional Choice Probabilities and

the Estimation of Dynamic Models," *The Review of Economic Studies*, Vol. 60, 1993, pp. 497~529.

Kravdal, O., "How the local supply of day-care centers influences fertility in Norway: A parity-specific approach," *Population Research and Policy Review* Vol. 15, 1996.

Laroque G. and B. Salanie, "Does Fertility Respond to Financial Incentives?," mimeo, 2005.

Lefebvre P. and P. Merrigan, *A natural experiment on the economic of stork: evidence on the impact of differential family policy on fertility rates in Canada*, U of Quebec, 2001.

McDonald, P., "The toolboc of public policies to impact on fertility-a global view," Paper presented at the annual seminar of the European Observatory on Family Matters, Low Fertility, Families and Public Policies, 2000.

Notestein, F. W., *Population - the long view*, in T.W. Stultz (ed.) Food for the world, 1945.

Milligan, K, *Subsidizing the stork: New evidence on tax incentives and fertility*, Working paper, U of Toronto, 2000.

Ribar, D., "A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women," *Journal of Labor Economics*, Vol. 13(3), 1995, pp. 558~597.

Rosenzweig, M. and K. Wolpin, "Life-Cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from Household Models," *The Journal of Political Economy*, Vol. 88(2), 1980, pp. 328~348.

Rust, J., “Estimation of Dynamic Structural Models, Problems and Prospects: Discrete Decision Process,” *Advances in Econometrics*: Sixth World Congress, edited by C. Sims, Vol. 2, 1994.

Sleebos, Joelle E., “Low Fertility in OECD Countries: Facts and Policy Responses,” OECD Social, Employment and Migration working papers, No. 15, Oct. 2003.

Taber, C., “Semiparametric Identification and Heterogeneity in Discrete Choice Dynamic Programming Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 96, 2000, pp. 201~229.

Todd, P. and K. Wolpin, “Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavior Model of Child Schooling and Fertility: Assessing the Impact of a School Subsidy Program in Mexico,” mimeo, 2002.

Tommaso, M, and M. Weeks, “Decision Structures and Discrete Choice: An Application to Labor Supply and Fertility,” mimeo, 2000.

Ueda, A., “A Dynamic Decision Model of Marriage, Childbearing, and Labor Force Participation of Women in Japan,” mimeo, 2004.

Wong, L., “Structural Estimation of Marriage Models,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 21(3), 2003, pp. 699~727.

Whittington, L. A., Alm, J., and Peters, H. E., “Fertility and the personal exemption: Implicit pronatalist policy in the United States,” *American Economic Review* 80, 1990.

부 록

1. Dynamic Programming 이론

가. SDP(Sequential Dynamic Programming)

Dynamic programming(이후로는 DP)은 연속적인 의사결정 문제(sequential decision problem, 이후로는 SDP)를 풀기 위한 반복적인 방법이다. SDP의 주요 변수로는 상태변수(state variables), s_t와 결정변수(decision variables)[20] d_t를 들 수 있다. 각 경제주체들은 효용함수(utility function) 또는 이익함수(payoff function)를 가지고 있고, 효용 또는 이익 수준은 주어진 상태변수와 경제주체들이 내리는 결정변수에 따라 결정된다. 이를 생애주기 효용함수(lifecycle utility)로 표현해 보면 식 (1)과 같이 표현해 볼 수 있다.

식 (1) $$U(s_1, d_1, ..., s_T, d_T) = \sum_{t=1}^{T} \beta^{t-1} u_t(s_t, d_t)$$

식 (1)은 경제주체가 직면하는 불확실성이 없는 확실성의 모형이다. 만약, 모형 내에서 불확실성이 존재한다면 다음과 같은 상태변수들에 대한 조건부 확률분포를 이용하여 모형화할 수 있다.

식 (2) $$\{p_t(s_t|H_{t-1})\},\ H_{t-1} = \{s_1, d_1, ..., s_{t-1}, d_{t-1}\}$$

---

20) 문맥에 따라서, 통제변수(control variables)라고도 한다.

여기에서 H_t는 t기까지 일어났던 모든 역사를 기록하고 있는 역사집합(history set)이고, $p_t(\bullet \mid \bullet)$은 $(t-1)$기까지의 역사가 주어졌을 때 이번 기에 상태변수들이 실현될 조건부 확률분포이다.

예산집합은 아래 식 (3)과 같이 t기까지의 역사뿐만 아니라 t기에 실현된 상태변수에도 의존하는 것으로 가정한다(state dependent constraint set).

식 (3) $$D_t(H_{t-1}, s_t)$$

결정시점은 t기 시작 시점에 s_t가 식 (2)의 분포로부터 실현이 되고, 경제주체가 그것을 관찰한 후 의사결정 d_t을 내리는 것으로 가정하자. 마지막으로, 경제주체들은 기대효용(수익)(식 (4))을 극대화하기 위해서 의사결정을 내린다고 가정하자.

나. 최적의 원리(The Principle of Optimality)

최적의 원리(The Principle of Optimality)란, 직관적으로 설명하면, SDP문제에서의 최적해는 어느 시점, 어느 역사에서 봐도, 그 시점에서부터의 최적 결정이 된다는 것이다. 즉 게임이론에서 말하는, 부분게임-완전균형(subgame-perfect equilibrium)이 되는 것이다. 최적의 원리를 이용하면, 후방연역법(backward induction)을 이용하여 식 (1)의 최적해를 쉽게 계산해 볼 수 있다.

다. BI(Backward Induction)로 SDP 풀기

식 (1)과 같은 유한수평선 문제(finite horizon problem)에서는 t기의 최적 선택을 구하기 위해서 최적의 원리를 이용하여 마지막 시

점으로부터 거꾸로 풀어오게 된다. 즉, 후방연역법을 이용하여 원래의 문제 식 (1)을 반복적 표현(recursive representation)으로 다시 쓰게 되면, 식 (4)와 같이 벨만 방정식(Bellman equation)을 이용하여 써볼 수가 있다.

식 (4)
$$V_t(H_{t-1}, s_t) = max\{u(s_t, d_t; H_{t-1}) + \beta \int V_{t+1}(H_t, s_{t+1}) p_{t+1}(s_{t+1}|H_{t-1}, s_t, d_t)\}$$

이를 좀 더 구체적으로 설명해 보면, 마지막 기(T기)에는 계속값(continuation value)이 없으므로, 1기 최적화 값과 동일하다. 따라서 모든 H_{T-1}, s_T 에 대해서 T기의 가치함수(value function)을 계산할 수 있다. (T-1)기의 가치함수(value function)는 T기의 가치함수가 주어졌을 때, 식 (4)를 이용하여 다음과 같이 계산해 볼 수 있다.

식 (5)
$$V_{T-1}(H_{T-2}, s_{T-1}) = max\{u(s_{T-1}, d_{T-1}; H_{t-2}) + \beta \int V_T(H_{T-1}, s_T) p_T(s_T|H_{T-2}, s_{T-1}, d_{T-1})\}$$

위와 같은 방식으로 t기까지 반복적으로 풀어면, t기의 가치함수를 구할 수가 있고, 이때의 최적해를 구함으로써 최적 정책함수(optimal policy function)도 구할 수 있다.

라. Markovian 성질을 이용한 DP(이하 MDP)

DP문제를 풀 때, 상태변수의 차원이 커질수록, 문제를 풀기가 기하급수적으로 힘들어지는데, 이를 차원의 저주(curse of dimensionality)

라고 한다. 이 문제를 극복하기 위해서는 모든 역사가 영향을 미친다는 일반적인 가정보다는 좀 더 강한 가정이 필요하다.

Markovian 성질이라고 하는 것은, 역사 중 가장 최근의 상태변수만 영향을 미친다는 가정이다. 좀 더 구체적으로는 t기의 상태변수의 실현은 (t-1)기까지의 역사만 영향을 미친다고 가정하자. 즉, 상태변수의 이행밀도함수 $p_t(\cdot|\cdot)$는 다음과 같은 성질을 갖는 것으로 가정하자.

식 (6) $$p_t(s_t|H_{t-1}) = p_t(s_t|s_{t-1}, d_{t-1})$$

식 (6)과 추가적인 몇 가지의 가정을 하면 식 (1)을 다음과 같은 Bellman 함수(operator)를 이용해 정의해 볼 수 있다.

식 (7) $$\Gamma(W)(s) = max\,[u(s,d) + \beta \int W(s')p(s'|s,d)]$$

Γ는 Blackwell's theorem(Stokey & Lucas, 1989)에 의해서 contraction mapping이기 때문에, 고정점(fixed point)이 존재함을 보일 수가 있고, 그 결과 가치함수 V가 유일하게 존재함을 보일 수가 있다.

2. 동적 구조모형 추정

가. 동적 구조모형 추정이란(Dynamic Structural Estimation)?

동적 구조모형 추정에 대해 소개하기에 앞서, 구조모형 추정(structural estimation)에 대해서 설명을 해보자. 구조모형 추정이라고 하는 것은, 축약형 추정(reduced-form estimation)과 반대되는 것으로 이

해해 볼 수 있다. 축약형 추정은 경제행위, 주로 경제변수들 간의 상관관계를 추정함으로써 변수들 간의 관계를 묘사하는 것이 주목적이다. 반면, 구조모형 추정은 그 행동을 일으키는 기저에 있는 구조, 즉 선호체계(preferences)와 믿음체계(beliefs)을 추정해내는 데 그 목적이 있다.

축약형 추정은 기존의 정책이 경제주체의 행동에 어떤 영향을 미쳤는지를 추정하는 데에는 유용하긴 하다. 하지만, 관측되지 않았거나 새로운 정책하에서 경제주체들이 어떻게 행동을 바꿀 것인지를 예측하는 데에는 한계가 있다. 한 정책하에서 성립한 상관관계가 다른 정책하에서는 경제주체들의 합리적 행동의 결과 성립하지 않을 수도 있기 때문이다(루카스 비판, 1976).

이러한 한계를 극복하고 자료에서 관측되지 않은 정책의 효과를 추정하기 위해 구조모형 추정에서는 경제변수들 간의 상관관계를 추정하는 대신에 효용함수와 믿음체계를 추정한다. 추정된 효용함수와 믿음체계를 이용해서 새로운 정책하, 즉 반사실적 실험(counterfactual experiments)을 이용하여 경제주체들이 어떻게 반응할지를 집계함으로써 새로운 정책의 효과를 가늠해 볼 수 있다.

동적 구조모형 추정(dynamic structural estimation)은 이러한 구조모형 추정의 틀에서 경제주체들의 의사결정이 갖는 동적 함의(dynamic implication)를 설명할 수 있도록 다음과 같은 중요한 특징을 가지고 있다. 1) 시간과 불확실성이 분명하게 다루어지고, 2) 경제주체가 합리적(rational)이라는 가정을 한다. 이러한 동적 모형을 통해서 경제주체가 어떤 경제적 결정을 내렸는가 하는 것뿐만 아니라 언제 결정을 바꿀 것인지에 대한 분석도 가능하다는 점에서 정적 모형에 비해 장점이 있다.

나. 동적 구조모형 추정 개관

이제부터는 DP를 이용한 구조모형 추정에 대해서 살펴보자. 구조모수(효용함수와 믿음체계의 모수)들을 추정하기 위해서는 자료생성 과정(data generating process)에 대한 모형이 필요하다. 먼저 N명의 경제주체의 T_i까지의 $\{s_t, d_t\}$가 관측된다고 하자. 이 중에서 d_t, 즉 의사결정은 완전히 관측가능하지만, 상태변수 중의 일부는(x_t) 모두에게 관측가능하고 나머지 일부는(ϵ_t) 경제주체는 관측가능하지만 우리(계량경제학자)에게는 관측 불가능하다고 가정하자.

식 (8) $$s_t = (x_t, \epsilon_t)$$

그러면 MDP의 축약형 모형의 결정규칙(decision rule), δ은 식 (12)와 같다.

식 (9) $$d = \delta(x, \epsilon)$$

이와 대응해서, 구조(structure), Λ는 다음과 같이 구성된다.

식 (10) $$\Lambda = \{\beta, \rho, u(s,d), p(s'|s,d)\}$$

앞에서 본 벨만 방정식, 식 (7)은 식 (13)의 구조를 축약형모형으로 사상(mapping)하고 있는 것이다.

우리가 관측할 수 있는 자료를 $\{(x_{it}, d_{it}), t = 1, ..., T_i, i = 1, ..., N\}$으로 봤을 때, 풀어야 할 계량경제학 문제는 관측된 자료로부터 식 (10)에서 정의한 구조(structure)를 어떻게 추정해낼 수 있는가이다.

다. 식별문제(Identification problem)

의사결정규칙이 식 (9)처럼 알려진 함수라고 봤을 때, 현 문맥에서의 식별문제(identification problem)는 정확히 '어떤 조건하에서, 구조 Λ에서 결정규칙(decision rule) δ으로의 사상이 1대1 사상이 되겠는가?'로 볼 수 있다.

일단, 구조모형은 비모수적(nonparametrically)으로는 식별되지 않는다는 것이 잘 알려져 있다(Rust, 1994).

Lemma *MDP문제는 비모수적으로 식별되지 않는다.*

증명) 자세한 증명은 Rust(1994)를 참조하고 여기서는 증명의 스케치만 하겠다.

$$\overline{\beta} = \beta$$

$$\overline{p} = p$$

$$\overline{u} = u(s,d) + f(s) - \beta \int f(s')p(ds'|s,d)$$

는 (u,p,β)의 선택특정 가치함수(choice-specific value function)를 $v(s,d)$라고 할 때, $(\overline{u},\overline{p},\overline{\beta})$의 가치함수는 $\overline{v}(s,d) = v(s,d) + f(s)$이다. 따라서 두 개의 다른 모수하에 경제주체가 같은 결정을 내리게 된다.

위의 Lemma가 전해주고 있는 메시지는 단지 자료로부터 구조모수에 대하여 직접 얻을 수 있는 것은 MDP 문맥하에서는 없다는 것이다. 구조모수에 대한 정보를 얻기 위해서는 MDP 문제에 대해 추가적인 가정을 해야만 한다. 문헌에서는 보통 다음과 같은 2가지의 가정을 한다. 1) 효용함수와 믿음에 대한 모수적 가정 2) 합리적 기대.

라. 오류항을 MDP모형에 넣기

구조모수의 추정을 위해서는 MDP문제를 계량경제학 모형, 즉 확률적 오류가 있는 모형으로 바꾸어야 한다. 보통의 경우 경제주체가 직면하고 있는 불확실성이 오류항의 역할을 한다. 하지만 MDP문제에서는 경제주체가 직면하고 있는 불확실성은 Blackwell's theorem에 의해서 상태변수에 따른 확정함수(deterministic function)로 바뀌게 된다. 따라서 불확실성이 경제주체가 풀고 있는 MDP문제에는 있다고 하더라도 MDP의 해로 나오는 결정함수(decision rule)는 불확실성이 더 이상 존재하지 않기 때문에 근본적으로 MDP문제를 계량경제학의 틀로 전환할 수가 없다.

대안은 이론에서 예측하는 결정룰과 실제로 관측되는 결정룰 사이에는 차이가 존재할 수밖에 없다는 사실을 이용하는 것이다. 이런 취지로 오류항을 모형 안에 넣는 다음과 같은 3가지 방법을 생각해 볼 수 있다. 1) 최적화 오류(optimization errors) 2) 측정오류(measurement errors) 3) 관측되지 않은 상태변수 혹은 관측되지 않은 개인의 특이성(unobserved individual heterogeneity)

최적화 오류의 경우는 왜 경제주체가 최적화 문제를 풀 때 오류가 생길 것을 고려하지 않았는가 하는 모순이 생긴다. 측정오류의 경우 많은 실증문헌에서 사용되고 있기는 하다. 하지만, 우리가 여기서 다루고 있는 이산형 변수(discrete variable)로 측정오류가 생길 가능성이 연속형 변수(continuous variable)와 비교해 봤을 때 상당히 작다고 볼 수 있다. 따라서 주로 구조모형 추정에서는 오류항을 관측되지 않은 개인의 특이성으로 보고 모형화하는 것이 일반적이다.

마. 추정방법(estimation methods)

추정방법은 보통 두 가지 방법이 널리 쓰이고 있다. 1) 최우추정법

(maximum likelihood estimation) 2) 시뮬레이션 추정법(simulation estimation)[21]. 과거에는 classical vs. Bayesian 같은 논의 선상에서 추정방법들이 선택되었지만, 최근에는 어떤 방법이 좀 더 투입-산출 효율성 면에서 우월한 가에 따라, 연구자들이 선택을 하고 있는 경향이다.

바. 계량경제학모형

구조모수의 식별을 위해서는 효용함수에 모수적 가정을 해야만 한다. 특별히 이산선택 과정(discrete decision processes)에서는 다음과 같이 효용함수에 대해 통상적으로 가정을 하게 된다. 먼저 효용함수는 관측되지 않은 개인적 이질성에 대해 가산적 분리성(additive separability)을 갖는다.

식 (11) $$u(x,\epsilon,d) = u(x,d,\theta_1) + \epsilon(d) \quad \text{(AS)}$$

즉, 관측되지 않는 개인적 이질성은 효용함수의 다른 부분으로부터 더하기의 형태로 분리가능하다는 것이다. 이 가정은 나중에 경제주체의 선택확률을 계산할 때 확률의 표현을 쉽게 해주는 데 사용된다.

두 번째는, 상태변수의 이행밀도함수(transition density) $p(x',\epsilon'|x,\epsilon,d)$가 조건부 독립성(conditional independence)을 만족시킨다.

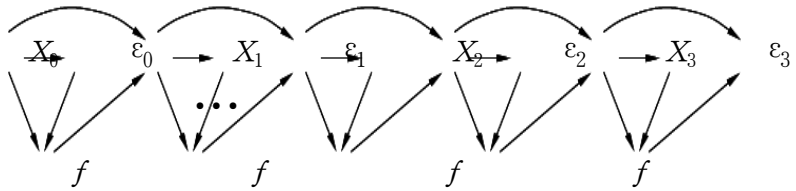
식 (12) $$p(x',\epsilon'|x,\epsilon,d) = p(x'|x,d,\theta_2)q(\epsilon',\theta_3) \quad \text{(CI)}$$

---

21) Indirect inference, simulated method of moments, simulated maximum likelihood and method of simulated scores, simulated minimum distance

식 (12)가 말해주는 것은, ϵ은 IID 노이즈(noise) 라는 것이다. 모든 시계열적인 관련은 관측가능한 상태변수를 통해서만 전달된다. 이 가정은 기대 계속값(expected continuation value)를 계산할 때 적분부분의 계산을 간단하게 해주는 역할을 한다.

[그림 부록1] 상태변수와 관측되지 않는 개인적 이질성의 진화관계(조건부 독립성)



(AS)와 (CI)의 가정하에서 벨만 방적식을 식 (19)와 같이 표현해 볼 수 있다.

식 (13)
$$V(x,\epsilon) = max\,[v(x,d) + \epsilon(d)]$$
$$v(x,d) = u(x,d) + \beta \int V(y,\epsilon)d(d\epsilon|y)\pi(dy|x,d)$$

여기에서 $v(\bullet)$는 선택특정 가치함수(alternative specific value function)이다.

다음으로는, 경제주체가 주어진 상태변수의 실현(x)하에서 관측된 선택(d)을 할 확률을 구해보자. 정규성의 가정하에서 조건부 선택확률(conditional choice probabilities)은 존재하고, 다음과 같이 구해볼 수 있다.

식 (14)
$$P(d|x,\theta) = \int I_\theta\{d = \delta(x,\epsilon)\}q(\epsilon)d\epsilon$$

식 (14)와 같이 조건부 선택확률이 주어졌을 때, 구조모수를 추정하기 위한 완전정보 우도함수(Full information likelihood function), $\mathcal{L}_f$는 다음과 같다

식 (15)
$$\begin{aligned}&\mathcal{L}_f(\theta|\{x_{it},d_{it}\},t=1,...,T_i,i=1,...,N)\\&=\prod_{i=1}^{N}\prod_{t=2}^{T_i}P(d_{it}|x_{it},\theta)p(x_{it}|x_{it-1},d_{it-1},\theta_2)\end{aligned}$$

계량경제학적으로 다룰 수 있는 모형을 만들기 위해서, 관측되지 않은 개인의 이질성은 규모모수(scale parameter)가 θ_3인 다항 극한값 분포(multivariate extreme value distribution)를 따른다고 가정하자. 그러면 식 (16)과 같은 간편한 형태의 조건부 선택 확률을 얻을 수 있다.

식 (16)
$$P(d|x,\theta)=\frac{exp\{v(x,d,\theta)/\theta_3\}}{\sum_{d'\in D(x)}exp\{v(x,d',\theta)/\theta_3\}}$$

여기서 $v(x,d,\theta)$는 경제주체가 관측된 상태 x가 주어졌을 때 d라는 결정을 내렸을 때 얻을 수 있는 기대 할인된 이익함수이다.

식 (17)
$$\begin{aligned}&v(x,d,\theta)=u(x,d,\theta_1)\\&+\beta\int_{x'}\theta_3 log\Big(\sum_{d'\in D(x')}exp\{v(x',d',\theta)/\theta_3\}\Big)p(dx'|x,d,\theta_2)\end{aligned}$$

선택 특정 가치함수 v는 고정점 알고리듬(fixed point algorithm)을 통해서 구할 수가 있다.

다시 우도함수로 돌아가 보자. 가장 효율적인 추정치(most efficient estimates)를 구하기 위해서는 전체 정보를 활용하는 식 (15)를 극대화하는 전체 정보 최우추정치(full-information MLE)를 사용하는 것이 맞다. 하지만, 차원의 저주와 선택 특정 가치함수 계산의 복잡성 때문에 식 (15)를 극대화하는 데 매우 많은 시간이 소요된다. 따라서, 부분정보 최우추정법(partial-information MLE)을 대안으로 사용하는 것이 보통이다. 즉, 다음의 로그-우도함수를 극대화시키는 방법을 통해서 구조모수를 추정하게 된다.

식 (18) $$\mathcal{L}_f(\theta) = \prod_{i=1}^{N}\prod_{t=2}^{T_i} P(d_{it}|x_{it},\theta)$$

마지막으로, 최우추정법을 이용하여 구조모수를 추정하는 알고리듬에 대해서 간단히 설명해보면 다음과 같다. 제일 바깥 쪽 알고리듬에서는 식 (18)을 극대화 시킬 수 있는 추정치를 찾고, 안쪽 알고리듬에서는 주어진 모수에서 식 (17)을 이용하여 선택특정 가치함수를 계산하고 이를 조건부 선택확률를 계산하는 데 이용한다. 계산된 조건부 선택확률을 다시 식 (18)에 이용함으로써 최우추정법을 이용하여 구조모수를 추정할 수 있게 된다.

사. MDP와 IIA(independence from irrelevant alternatives)

보통 로짓 모형(logit model)에서는 Debreu(1960)가 지적했던 '파란버스/빨간버스' 문제인 IIA(Independence from Irrelevant Alternatives)성질이 존재하는게 일반적이다. 예를 들면, 정학모형(static model)에서는 효용함수를 다음과 같이 써볼 수가 있다.

식 (19) $$u(x,d) = u(x(d))$$

여기에서 odd-ratio를 계산해 보면

식 (20) $$\log\frac{P(d|x)}{P(1|x)} = u(x(d)) - u(x(1))$$

로 써볼 수가 있다. 여기에서 보면, odd-ratio가 단지 선택 d와 선택 1의 함수임을 알 수 있다. 즉, 두 선택은 다른 제 3의 선택가능성에 대해서는 전혀 영향을 받지 않게 된다.

하지만 MDP의 경우에는 $v(x,d)$가 기대 계속값(expected continuation value)에 의해서 늘 제 3의 선택에 의해 영향을 받게 된다. 따라서 MDP문제에서는 로짓(logit) 가정이 계산상의 편의를 가져다주는 동시에 IIA성질로부터도 자유롭게 됨을 알 수 있다.

아. 가치함수(value function) 계산을 위한 대안

MDP추정방법에서 대부분의 시간은 선택특정 가치함수를 계산하는 데 쓰인다. 여기서 제시한 방법은, 선택특정 가치함수를 후방연역법을 통해서 직접 계산하는 것이었다. 하지만, 상태변수의 차원이 늘어남에 따라서 계산시간은 기하급수적으로 증가하게 된다. 이에 대응해서, 여러 가지 다른 대안이 제시되었다. Manski(1993)의 'path utility' 방법과, Hotz&Miller(1993)의 CCP(conditional choice probability) 방법을 들 수 있는데, 여기에서는 CCP의 아이디어를 간간히 설명하겠다.

식 (17)에 사용되었던 선택특정 가치함수를 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$
\begin{aligned}
v(x,d) &= u(x,d) + \beta \int \ln \sum_{d} \exp(v(d'))\pi(dx') \\
&= u(x,d) + \beta \int \ln \sum_{d} \exp[v(d') - v(1) + v(1)]\pi(dx') \\
&= u(x,d) + \beta \int \ln \{ exp(v(1)) \sum_{d} \exp[v(d') - v(1)]) \} \pi(dx') \\
&= u(x,d) + \beta \int \ln \{ \sum_{d} \exp[v(d') - v(1)]) \} \pi(dx') \\
&\quad + \beta \int v(1)\pi(dx') \\
&= u(x,d) + \beta \int \ln \{ \sum_{d} P(d'|x')/P(1|x') \} \pi(dx') \\
&\quad + \beta \int v(1)\pi(dx')
\end{aligned}
$$

CCP방법의 주요 아이디어는 $P(d'|x')/P(1/x')$를 non-parametrically 추정한 후에, 그것을 위에 식에 대입해서 $v(x,d)$를 계산하는 것이다.

<국문요약>

출산율 제고와 잠재성장력 확충을 위한 조세·재정정책 : 장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책

우석진 · 민희철

본 연구는 '장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책'의 2차연도 과제로 수행되었다. 1차연도 과제에서는 우리나라 여성의 출산과 노동공급에 유의한 영향을 주는 경제·사회적 요인을 분석하였으며, 이를 바탕으로 2차연도 과제에서는 출산율 제고정책이 여성의 출산, 노동공급, 결혼, 그리고 장기적 인적자본 축적에 미치는 효과를 연구하였다.

여성의 출산, 노동공급, 결혼을 설명할 수 있도록 동적구조모형을 이용하였는데, 한국노동패널을 이용하여 모형의 구조모수를 최우추정법을 이용하여 추정하고, 추정된 구조모수를 사용하여 다양한 출산장려정책에 대한 반사실적 실험을 하였다.

실험결과 무급 혹은 유급휴직이 출산에 미치는 효과는 다른 정책에 비해 크지 않았으며, 오히려 노동공급을 저해하는 부작용이 있었다. 보육비를 지원하는 정책은 출산과 노동공급을 동시에 촉진한다는 장점이 있으나 예상되는 재정소요에 비해 효과가 그다지 크지 않은 것을 단점으로 지적할 수 있다. 이전지출이 미치는 효과는 그 지원 액수가 큰 만큼 다른 정책들과 비교해 봤을 경우에 큰 편이다. 그러나 모든 유자녀 가구에 대하여 지원할 때에는 장기적으로 노동공급을 저해하는 것으로 나타났다. 반면 이를 취업모에게만 한정한다면, 출산에 미치는 효과는 60~80% 감소하기는 하지만 장기적으

로 노동공급과 인적자본 축적을 제고하여 재정의 부담을 덜어줄 수 있다는 장점이 있다.

하지만, 이러한 제한적인 정책은 형평성의 문제를 야기할 수 있다는 점에서 정치적으로 민감하다는 한계점이 있다. 현재 출산율 제고 정책의 개선방향을 살펴보기 위하여, 차등보육료를 크게 확대하는 제도와 기존의 차등보육료제도를 유지하고 시설 미이용 아동에게 아동수당을 도입하는 형태의 제도를 비교하였는데, 이 중 차등보육료 확대 정책이 출산과 특히 기혼여성 노동공급에 큰 효과를 준다는 시사점을 발견하였다.

<Abstract>

The Effects of Pronatal Policies on Fertility, Labor Supply, and Marriage of Korean Women

Suk Jin Woo · Hee Chul Min

This report comes out of the second half of the two-year research project on "Fiscal Policies for the Accumulation of Human capital in Korea: An Economic Analysis on Fertility". This study investigates the effect of pro-natal policies on childbirth, labor supply, marriage, and the accumulation of human capital, based on the first-year report which analyzed the socio-economic factors that determines women's birth and labor supply decisions. We estimated a dynamic structural model of birth, labor supply, and marriage. And the estimated parameters were utilized for counter-factual experiments on various government policies. The empirical result shows that providing leave, whether paid or not, has a limited impact on childbirth decisions while the incentive for women to participate in a labor market becomes weak. Subsidies to childcare are expected to promote both birth and labor supply, but only by a limited degree with relatively large fiscal expenditure. The effect of cash transfers, such as child tax credit, is large compared to other policies, but universal transfer has a shortcoming that it may impede labor supply in

the long term. Restricted only to working women, cash transfer encourages the long-term accumulation of human capital, while posing equity concerns. Lastly we evaluated two alternative changes to the current pro-natal policy: (1) expanding graded childcare support, (2) introducing child allowance with the current graded childcare support. According the result, expanding graded childcare support is more effective.

<著者略歷>

우석진

서울대학교 경제학과 졸업
미국 University of Wisconsin-Madison 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

민희철

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Columbia University 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

研究報告書 07-03

출산율 제고와 성장잠재력 확충을 위한 조세·재정정책:
장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책

2007년 12월 22일 인쇄
2007년 12월 29일 발행

저 자 우석진·민희철
발행인 황성현
발행처 한국조세연구원
[1][3][8]-[7][7][4] 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화: 2186-2114(대), www.kipf.re.kr
등 록 1993년 7월 15일 제21-466호
조판및 인 쇄 일 지 사

ⓒ 한국조세연구원 2007

ISBN 978-89-8191-371-7

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다. 값 7,000원