

# 여성의 경제활동참가가 출산의 시기 및 수준에 영향을 미쳤는가?:

## 국가 간 실증분석

황진영

(한남대학교)

본 연구는 130개 국가 간 통계자료를 이용해 여성의 경제활동참가의 정도가 첫 아이 출산나이에 미치는 영향과, 경제활동참가의 정도와 첫 아이 출산나이가 개별적으로 그리고 결합적으로 출산율에 미치는 영향을 실증적으로 분석했다. 또한 본 연구는 여성의 경제활동참가의 정도가 출산율에 미치는 영향이 가장 낮은 수준인 경제활동참가의 임계점을 기준으로 전체국가로 구성된 표본을 두 개의 표본으로 분리해 추정했다. 실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 여성의 경제활동참가와 출산율 간에는 U자 형태의 관계를 형성하는 것으로 나타났다. 둘째, 전체국가 및 여성의 경제활동참가가 상대적으로 낮은 수준의 국가로 구성된 표본에서 여성의 경제활동참가의 정도가 첫 아이 출산나이에 양(+)의 영향을 미칠 뿐만 아니라 이상의 두 변수가 출산율에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 관측됐다. 셋째, 여성의 경제활동참가가 상대적으로 높은 수준의 국가로 구성된 표본에서는 여성의 경제활동참가, 첫 아이 출산나이 및 출산율 간에는 관련성이 약한 것으로 추정됐다. 이상의 결과는 여성의 경제활동참가의 정도가 첫 아이 출산나이를 상승시키고, 이들 두 변수가 출산율을 제약하는 요인이 된다는 사실은 각 국가의 경제환경에 따라 상이하게 나타날 수 있다는 사실을 제시한다.

주요용어: 여성의 경제활동참가, 출산율, 첫 아이 출산나이, 국가 간 자료, 표본분리

이 논문은 2013년 경제학 공동학술대회와 한밭대학교 경제학과 세미나에서 발표한 것으로 유익한 논평을 주신 참석자들에게 감사드린다. 또한 논문의 심사과정에서 유익한 지적과 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 깊은 감사를 드린다.

■ 투고일: 2013.6.14    ■ 수정일: 2013.9.11    ■ 게재확정일: 2013.9.25

## I. 머리말

비록 여성이 경제활동에 참가하는 이유는 소득, 연령, 출산, 교육수준, 종교 등 다양하지만, 많은 선행연구는 출산율을 제약하는 가장 큰 원인으로 여성의 경제활동참가의 증가를 제시했다. 왜냐하면 미시적 관점에서 여성의 고용 증대와 임금수준의 상승은 자녀 양육의 기회비용을 증가시켜 출산율 감소로 이어지기 때문이다(Becker, 1991; Galor & Weil, 1996). 또한 일부의 선행연구는 출산율이 감소하는 보다 직접적인 이유로서 여성의 첫 아이 출산나이가 증가하고 있다는 현상을 지적했다(Morgan & Rindfuss, 1999; Sobotka, 2004).

따라서 오늘날 많은 국가에서 심각한 문제로 대두되고 있는 출산율 감소는 여성의 경제활동참가와 첫 아이 출산나이의 증가와 관련될 수 있다. 그러나 선행연구는 출산율 감소와 관련된 이상의 두 가지 요인, 즉 여성의 경제활동참가와 첫 아이 출산나이 간의 관계를 명시적으로 고려하지 않았으며, 이상의 요인들이 출산율에 미치는 상호관련성을 검토하지 못했다는 점에서 한계를 지닌다. 또한 거시적 관점의 국가 간 자료를 살펴보면, 여성의 경제활동참가와 출산율 간의 관계는 표본의 선택에 따라 다르게 나타날 수 있다(Kögel, 2004). 즉 여성의 경제활동참가가 상대적으로 낮은 수준의 국가로 구성된 표본에서는 여성의 경제활동참가와 출산율 간에는 양(+)의 관계가 성립하지만, 여성의 경제활동참가가 상대적으로 높은 수준의 국가로 구성된 표본에서는 여성의 경제활동참가와 출산율 간에는 큰 관련성이 없는 것처럼 보인다.

구체적으로 본 연구는 다음의 두 가지 측면에서 선행연구를 보완하고자 한다. 첫째, 본 연구는 여성의 경제활동참가와 출산율 간을 연결하는 전달경로로서 평균 여성의 첫 아이 출산나이를 검토한다. Morgan & Rindfuss(1999), Philipov & Kohler(2001), Sobotka(2004) 등은 한 국가의 평균적인 여성의 첫 아이 출산나이가 증가할수록 전체의 출산율이 감소할 수 있다고 제시했다. 또한 Martin(2000), Rindfuss et al.(1996)은 여성의 경제활동참가의 증가는 결혼 및 출산나이를 늦어지게 만드는 요인이 될 수 있다고 언급했다. 따라서 본 연구는 1980년, 1995년 및 2005년의<sup>1)</sup> 130개 국가 간 불균형

---

<sup>1)</sup> 제Ⅲ장에서 언급하겠지만, 여성의 첫 아이 출산나이는 자료의 가용성으로 말미암아 정확히 1980년, 1995년 및 2005년 자료가 아닌 1980년, 1995년 및 2005년에 가까운 1980년경, 1995년경 및 2005년경 자료다.

패널자료를 이용해 여성의 경제활동참가율의 증가가 첫 아이 출산나이에 미치는 영향과, 이상의 두 변수가 독립적으로 그리고 결합적으로 출산율에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다.

둘째, 이미 언급했듯이 여성의 경제활동참가율과 출산율 간의 음(-)의 관련성은 모든 국가와 시기에 일관성 있게 나타나지 않으며, 심지어 Kögel(2004)은 1980년대 초반 이후 OECD 국가에서는 양의 관련성이 생겨났을 가능성을 시사했다. 즉 일부의 선행연구는 여성의 경제활동참가율의 정도가 출산율에 U자 형태의 영향을 미칠 수 있다고 제시한다. 따라서 본 연구의 일차적 목표는 국가 간 패널자료를 이용해 여성의 경제활동참가율의 정도가 출산율에 U자 형태의 영향을 미치는지 확인하는 데 있다. 만약 U자 형태의 영향이 확인되면, 그 영향의 최저수준에 해당하는 여성의 경제활동참가율의 임계값(critical value)을 기준으로 (통계자료가 가용한) 전체국가로 구성된 표본을 두 개의 표본으로 분리한다. 이후 본 연구는 여성의 경제활동참가율과 첫 아이 출산나이가 개별적으로 그리고 결합적으로 출산율에 미치는 영향이 표본선택에 따라 상이하게 관측되는지 파악하고자 한다.

그러므로 본 연구는 여성의 경제활동참가율과 출산율 간의 관계를 파악했던 선행연구의 연장선상에 있다. 그러나 본 연구는 선행연구와 달리 여성의 경제활동참가율과 출산율을 연결하는 전달경로로서 여성의 첫 아이 출산나이를 고려할 뿐만 아니라 여성의 경제활동참가율과 첫 아이 출산나이 간의 상호관련성이 어떻게 출산율 결정에 영향을 미치는지 검토한다. 또한 본 연구는 표본의 선택에 따라 여성의 경제활동참가율과 첫 아이 출산나이가 출산율에 상이한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고, 이를 바탕으로 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 여성의 경제활동참가율, 첫 아이 출산나이 및 출산율 간의 관계를 분석한 선행연구를 검토하고, 이를 통해 본 연구의 이론적 배경을 제시한다. 제III장에서는 실증분석에서 사용하는 기초자료를 분석하고, 표본분리에 관해 구체적으로 기술한다. 제IV장에서는 실증분석 방법론과 그 결과를 제시하고, 이와 관련된 경제적 함의를 도출한다. 마지막으로 제V장에서는 본 연구의 요약과 향후 연구 방향에 관해 논의한다.

## II. 선행연구의 검토 및 이론적 배경

다양한 이론적·실증적 선행연구에 의하면, 여성의 경제활동참가와 출산율 간에는 음(-)의 내생적 관련성이 성립한다(김현숙 외, 2006; 이종하·황진영, 2011; 조윤영, 2006; 황진영·이종하, 2012; Ahn & Mira, 2002; Becker, 1991; Brewster & Rindfuss, 2000; Galor & Weil, 1996; Hondroyiannis & Papapetrou, 1999; Kögel, 2004; Lee et al., 2012; Lehrer & Nerlove, 1986; Mahdavi, 1990; Wang et al., 1994). 미시적 관점에서 여성의 경제활동참가 혹은 고용의 증대는 자녀 양육의 기회비용을 상승시키기 때문에 자연스럽게 출산율 감소로 이어진다. 또한 출산율의 감소는 부모로 하여금 자녀의 성별에 관계없이 교육의 질을 개선하는 데 더 큰 관심을 갖게 하므로<sup>2)</sup> 인적자본에 대한 투자를 증가시키고, 이는 미래 여성의 경제활동참가의 정도에 영향을 미친다.

즉 다양한 선행연구에서 여성의 경제활동참가와 출산율 간에는 음의 내생성이 존재한다고 제시했다. 그러나 여성의 경제활동참가가 출산율 결정에 미치는 영향은 직접적이고 비교적 단기간에 반응을 나타내는 반면, 출산율은 교육투자와 같은 전달경로(김현숙 외, 2006; Becker, 1991)를 통해 간접적으로 그리고 비교적 장기간에 걸쳐 여성의 경제활동참가에 영향을 미친다. 또한 Lee et al.(2012)은 1980~2008년의 8개 동아시아 국가와 15개 유럽 국가의 패널자료를 이용해 여성의 경제활동참가의 변동이 출산율 결정에 미치는 영향이 그 반대의 경우에 비해 크게 나타났다고 주장했다. 그러므로 본 연구의 국가 간 분석에서는 여성의 경제활동참가의 정도가 출산율에 미치는 영향에 초점을 둔다.

거시적 관점의 국가 간 실증자료를 살펴보면, 여성의 경제활동참가와 출산율 간의 음의 관련성은 모든 국가와 시기에 일관성 있게 관측되지는 않는다. 예를 들어 Kögel(2004)은 OECD 국가의 시계열자료를 바탕으로 이상의 음의 관련성은 1980년대 초반까지 나타났으며, 이후부터는 양의 관련성이 성립할 수 있다고 제시했다. 그렇다면 이상의 두 변수 간에 양의 관련성이 생겨날 수 있는 이유는 무엇일까? Brewster & Rindfuss(2000), Rindfuss et al.(2000)은 여성의 고용과 자녀의 양육을 병행할 수 있도록 하는 정책이나 제도적 장치가 출현했기 때문에 양의 관련성이 가능할 수 있다고 설명했다.

---

<sup>2)</sup> 이는 Becker & Lewis(1973)가 제시한 교육투자의 양과 질의 상충관계를 반영한다.

만약 Kögel(2004)의 발견과 같이 여성의 경제활동참가와 출산율 간에 양의 관계가 형성된다면, 정책입안자는 중요한 정책적 시사점을 갖게 된다. 즉 여성의 경제활동참가를 증가시키려는 정책은 그 자체의 증가는 물론 출산율 증가로 이어질 수 있기 때문에 이상의 정책을 통해 많은 국가에서 고민하고 있는 저출산에 따른 문제점을 다소 해결할 수 있다. 그러나 Kögel(2004)은 이상의 두 변수 간에 나타나는 양의 관련성은 각 국가의 관측되지 않은 독특한 특징이나 음의 관련성의 크기에 대한 국가 간 이질성에 기인할 뿐 두 변수 간의 관계가 음에서 양으로 바뀌지는 않았다고 제시했다.

이상과 같은 여성의 경제활동참가와 출산율 간의 상반된 관계는 두 변수를 연결하는 전달경로를 파악함으로써 더욱 명확해진다. 본 연구는 두 변수 간의 전달경로로서 여성의 ‘평균 첫 아이 출산나이’(mean age at first birth)를 사용해 여성의 경제활동참가와 출산율 간의 관계를 파악하고자 한다. 여성의 첫 아이 출산나이가 어떻게 경제활동참가나 출산율과 관련되는지는 선행연구를 통해 파악할 수 있다. 먼저 여성의 첫 아이 출산나리와 출산율 간의 관계를 분석한 선행연구를 살펴보면, 두 변수 간에는 음의 관련성이 성립한다. 예를 들어 Morgan & Rindfuss(1999)는 여성의 첫 아이 출산나이가 증가될수록 더 많은 자녀를 가질 수 있는 기회가 제약되기 때문에 자연히 출산율 감소로 이어진다고 주장했다.

또한 Kohler et al.(2002), Philipov & Kohler(2001), Sobotka(2004) 등은 많은 산업화된 국가를 대상으로 여성의 첫 아이 출산나이의 증가가 출산율에 미치는 영향을 분석했다.<sup>3)</sup> 구체적으로 Sobotka(2004)는 최근 유럽 국가에서 출산율이 감소하는 가장 중요하고도 직접적인 이유로써 가족을 형성하는 나이가 늦어지고 있다는 사실을 제시했다. 즉 가족을 형성하는 나이가 늦어질수록 여성의 첫 아이 출산나이는 자연히 증가하고(즉 출산을 지연 혹은 연기시키고), 이는 출산 기간을 감소시켜 출산율 감소로 이어지게 된다. Sobotka(2004)는 2001년 유럽국가의 합계출산율은<sup>4)</sup> 1.40이지만, 상당한 지역 간 차이와 현재 진행 중인 출산 연기를 고려한 조정된 합계출산율은 1.63으로 증가할 수 있다고 추정했다. 따라서 여성의 첫 아이 출산나이의 증가는 출산율을 감소시키는 중요한 원인이 된다.

<sup>3)</sup> Mathews & Hamilton(2009)은 1970년과 2006년을 비교시점으로 많은 산업화된 국가에서 여성의 첫 아이 출산나이가 증가했다는 실증적 자료를 제시했다.

<sup>4)</sup> 합계출산율의 정의는 다음 장에서 제시된다.

그렇다면 여성의 첫 아이 출산나이가 증가하는 원인은 무엇일까? Martin(2000), Rindfuss et al.(1996) 등은 여성의 교육수준, 고용 등의 개선이 결혼 및 출산나이를 늦어지게 만드는 결정적 요인이라고 주장했다.<sup>5)</sup> 즉 한 국가에서 여성의 경제활동참가가 증가할수록 첫 아이를 출산하는 나이가 평균적으로 증가하고, 이는 장기적인 관점에서 출산율을 제약하는 원인될 수 있다. 그러나 여성의 경제활동참가의 정도가 상대적으로 높은 국가나 출산율이 상대적으로 낮은 국가에서는 이상의 관계가 미약하게 나타날 수 있다(Matysiak, 2008). 또는 직장과 육아를 병행할 수 있는 제도적 장치가 발전한 선진 복지국가 혹은 저개발 국가와 같은 농경사회에서는 여성의 경제활동참가의 정도가 첫 아이 출산나이에 큰 영향을 미치지 않을 수 있다.

국가 간 횡단면 자료와 Matysiak(2008)의 발견에 기초할 때 다음과 같은 추론이 가능하다. 여성의 경제활동참가가 상대적으로 낮은 수준인 국가에서는 경제활동참가의 증가가 첫 아이 출산나이를 증가시켜 출산율 감소를 유도할 수 있다. 그러나 여성의 경제활동참가가 상대적으로 높은 수준인 국가, 즉 직장과 육아를 병행할 수 있는 제도적 장치를 갖춘 국가(즉 선진 복지국가) 혹은 경제활동참가의 정도가 출산에 미미한 영향을 미치는 국가(즉 저개발 농경국가)에서는 여성의 경제활동참가의 정도가 첫 아이 출산나이에 큰 영향을 미치지 않기 때문에 경제활동참가의 정도는 물론 첫 아이 출산나이는 출산율에 큰 영향을 미치지 않을 것으로 기대된다. 그러므로 본 연구의 실증분석은 여성의 경제활동참가와 출산율을 연결하는 전달경로로서 첫 아이 출산나이를 검토하고, 그 유효성을 표본분리를 통해 파악하고자 한다.

---

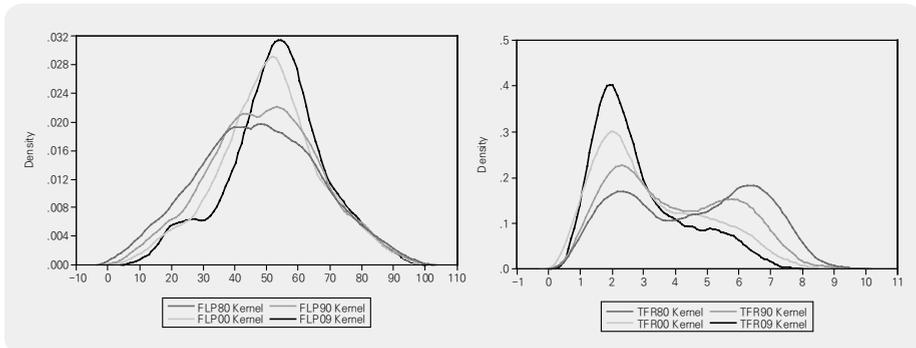
<sup>5)</sup> 한편 Adler(1997), Kharkova & Andreev(2000), Kreyenfeld(2005) 등은 경제상황의 불안정성 혹은 불확실성이 여성의 첫 아이 출산나이를 증가시키고, 더 나아가 출산율에 음(-)의 영향을 미치는 가장 큰 요인이라고 제시했다.

### Ⅲ. 자료 분석 및 표본분리

#### 1. 국가 간 자료 분석

국가별 여성의 경제활동참가율의 정도는 국가 간 분석에서 많이 활용하는 여성의 경제활동참가율(female labor force participation rate: 이후 FLP로 나타냄), 즉 “15세 이상의 여성 중 경제활동 여성의 비율(%)”로 나타낸다. 또한 합계출산율(total fertility rate: 이후 TFR로 나타냄)은 “한 여성이 가임기간 동안 현재의 연령별 여성 출산율만큼 출산한다는 가정하에 낳을 수 있는 자녀의 수(명)”을 의미한다. 예를 들어 15~49세 사이의 여성만이 연평균 0.1명을 낳는다고 가정하면, 합계출산율은 3.5명(0.1명×35년)이 된다. 이상의 국가 간 FLP와 TFR 자료는 세계은행(World Bank, 2011)이 제공하며, 1980년 이후 시계열(1980년, 1990년, 2000년 및 2009년) 변동은 [그림 1]에 나타난 각 변수의 커널밀도(Kernel density)를 통해 알 수 있다.

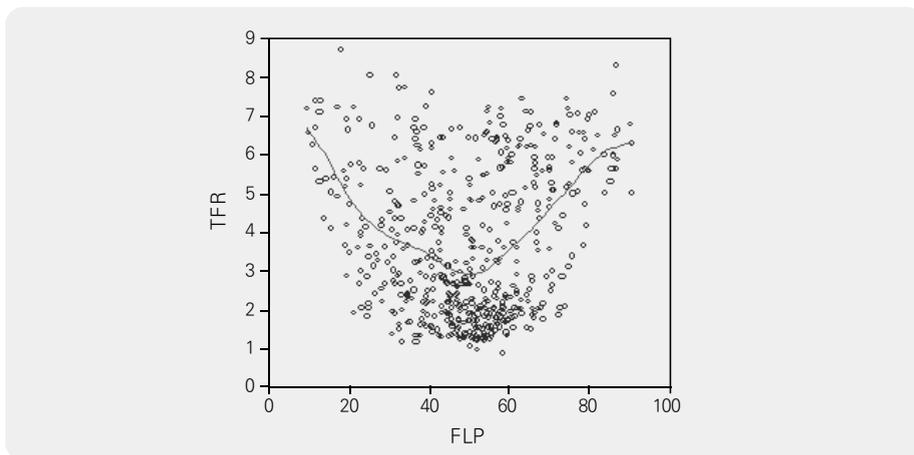
그림 1. 여성의 경제활동참가율(FLP)과 합계출산율(TFR)의 커널밀도



[그림 1]을 살펴보면, 국가 간 FLP는 시간이 흐름에 따라 평균적으로 증가해 약 50~60% 수준으로 수렴(convergence)하는 것으로 나타났다. 또한 1980년 전 세계의 TFR은 평균적으로 2와 6~7 수준에서 양봉우리(twin peak)가 존재했으나, 2009년에는 약 2 수준으로 수렴하고 있다. 따라서 우리는 1980~2009년 동안 전 세계의 평균 FLP와 TFR은 각각 증가하고 감소할 뿐만 아니라 수렴현상이 진행되고 있음을 알 수 있다.

이제 여성의 경제활동참가율(FLP)과 합계출산율(TFR) 간의 관계를 살펴보기 위해 통계자료가 가용한 180여개 국가를 대상으로 1980년, 1995년 및 2005년을<sup>6)</sup> 통합해(pooling) 두 변수 간의 산포도(scatter plot)를 나타내면 [그림 2]과 같다. [그림 2]에서 FLP와 TFR 간에는 명확한 관계가 나타나지 않을 뿐만 아니라 적어도 외형적으로 두 변수 간에는 뚜렷한 관계가 존재하지 않는 것처럼 보인다. 그러나 Epanechnikov Kernel fit(산포도 가운데 있는 곡선)는 U자에 가까운 형태를 나타낸다.<sup>7)</sup> 따라서 두 변수 간의 관계는 모형의 설정이나 표본의 선택에 따라 상이하게 나타날 가능성이 존재한다. 각 연도(즉 1980년, 1995년 및 2005년)별 동일한 형태의 산포도는 [부록 1]에 나타나 있는데, [그림 2]의 경우와 큰 차이가 발견되지 않았다.

그림 2. 여성의 경제활동참가율(FLP)과 합계출산율(TFR) 간의 산포도



본 연구는 이상의 두 변수 간의 관계를 보다 명확히 검토하기 위해 다음의 추정방정식을 추정함으로써 그 영향을 파악한다.

6) 1980년, 1995년 및 2005년만의 자료를 사용한 이유는 이후의 실증분석에서 사용되는 여성의 '평균 첫 아이 출산나이' 자료의 가용성 때문이다.

7) [그림 2]에서 여성의 경제활동참가율(FLP)이 80%이며 합계출산율(TFR)이 5 이상인 국가가 다소 있는데, 이들 국가는 농경사회인 아프리카의 르완다, 모잠비크, 부룬디, 우간다, 탄자니아 등이다.

$$TFR_{it} = c + \beta_1 FLP_{it} + \beta_2 FLP_{it}^2 + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식(1)에서 하첨자  $i$  와  $t$ 는 국가와 연도;  $c$ 는 상수항;  $\beta_1$  과  $\beta_2$ 는 추정된 설명변수들의 계수 값;  $\mu_i$ 는 관측되지 않는 국가별 효과;  $\epsilon$ 은 오차항을 의미한다. 이때 FLP가 TFR에 미치는 영향은 추정계수  $\beta_1$  과  $\beta_2$ 의 부호와 통계적 유의성을 이용해 파악할 수 있으며, 그 관계를 요약하면 <표 1>과 같다.

표 1. 추정계수의 부호와 두 변수 간의 관계

추정계수 부호	$\beta_1=0, \beta_2=0$	$\beta_1>0, \beta_2=0$	$\beta_1<0, \beta_2=0$	$\beta_1>0, \beta_2<0$	$\beta_1<0, \beta_2>0$
변수 간 관계	관계없음	단조증가	단조감소	역U자	U자

실증분석 방법론은 통합화한 최소제곱법(pooled least squares method: pooled LS)과 고정효과 모형(fixed effect model)을<sup>8)</sup> 사용한다. 특히 pooled LS을 사용할 때 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성(heteroscedasticity)을 고려하기 위해 White의 방법을 이용한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용해 계산한다. <표 2>는 식(1)의 추정결과를 요약해 나타낸다.

표 2. 여성의 경제활동참가율(FLP)과 합계출산율(TFR) 간의 관계에 대한 실증분석

종속변수: 합계출산율(TFR)

	모형(A): Pooled LS	모형(B): 고정효과 모형
상수항	8.65(21.62)***	7.31(13.42)***
FLP	-0.24(-14.52)***	-0.15(-6.20)***
FLP <sup>2</sup>	0.002(15.82)***	0.001(5.32)***
R <sup>2</sup>	0.23	0.94
관측치의 수	548	548
$\chi^2$ [p-값]		38.47[0.00]

주: (i) 괄호 안의 수는 t-값임. (ii) \*\*\*는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

8) 패널자료를 이용한 고정효과 모형에 대한 설명은 다음 장에서 다룬다.

<표 2>의 실증분석 결과를 살펴보면, 추정방법에 관계없이 FLP와 FLP2 추정계수는 통계적으로 매우 유의한 음(-)과 양(+의 부호를 나타낸다. 이는 FLP와 TFR 간에는 U자 형태의 관계가 성립할 수 있음을 제시한다(표 1). 따라서 FLP가 상대적으로 낮은 수준에서 FLP와 TFR 간에는 음의 관계가 성립하고, FLP가 어떤 임계값 이상의 높은 수준에서 두 변수 간에는 양의 관계가 존재한다. 본 연구는 FLP의 임계값을 중심으로 나타나는 두 영역의 차이는 FLP가 첫 아이 출산나이에 미치는 영향이 상이하기 때문에 생겨날 수 있다고 제시하는데, 이는 이하에서 구체적으로 살펴본다.

## 2. 표본분리

본 연구에서 사용하는 국가별 여성의 첫 아이 출산나이는 United Nations(2011)에 세 제공하는 '여성들이 첫 번째 아이를 출산하는 평균 나이(세)'(이후 AFB로 나타냄)이다. 이때 AFB의 측정은 국가에 따라 등록(registration)된 혹은 서베이(survey) 자료에 기초한다. United Nations(2011)는 3개 연도, 즉 초기연도(1980년경), 중간연도(1995년경) 및 최근연도(2005년경)의 AFB 자료만을 제공하고 있으며, 이로 인해 이후의 실증분석에 사용되는 모든 변수는 1980년, 1995년 및 2005년의 3개 연도 자료를 이용한다.<sup>9)</sup>

또한 본 연구의 실증분석은 이전의 논의를 바탕으로 3개의 표본을 사용한다. 즉 실증분석에서 사용되는 표본은 자료가 가용한 '전체국가'로 구성된 표본과 함께 여성의 경제활동참가율(FLP) 임계값(FLP\*)을 중심으로 'FLP 임계값을 초과하는 국가'(이후 'FLP\* 초과 국가'로 표현함)와 'FLP 임계값 미만의 국가'(이후 'FLP\* 미만 국가'로 표현함)로 구성된 표본이다. FLP\*는 식(1)과 <표 2>의 추정결과를 이용해 계산할 수 있다. 즉 식(1)을 FLP에 대해 편미분한 값을 영(0)으로 설정해 FLP\*를 도출한다(표기의 편의를 위해 하첨자  $i$ 와  $t$ 는 생략한다).

---

<sup>9)</sup> United Nations(2011)가 제공하는 AFB 자료의 가용한 국가의 수는 1980년경, 1995년경 및 2005년경이 각각 83개, 105개 및 107개다. 그러나 본 연구의 실증분석에 사용되는 관측치의 수는 다른 변수들의 가용성으로 인해 다소 줄어든다. 또한 1개 연도의 AFB 자료가 사용된 국가의 수는 33개, 2개 연도의 AFB 자료가 사용된 국가의 수는 38개, 그리고 3개 연도의 AFB 자료가 사용된 국가의 수는 62개다.

$$\frac{\partial TFR}{\partial FLP} = \beta_1 + 2\beta_2 FLP = 0$$

$$FLP^* = \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \doteq 53.7 \quad (2)$$

식(2)의 값, 즉  $FLP^* \doteq 53.7$ 을 계산하기 위해 <표 2>의 추정결과를 이용한다. 본 연구에서 사용하는 자료는 3개의 다른 연도 값이기 때문에  $FLP^*$ 에 기초한 표본분리는 2개 연도 이상의  $FLP$ 가 53.7% 이상인 국가군(즉  $FLP^*$  초과 국가)와 2개 연도 이상의  $FLP$ 가 53.7% 이하인 국가군(즉  $FLP^*$  미만 국가)으로 표본을 분리한다. [부록 2]는 표본을 구성하는 전체국가를  $FLP^*$  초과 국가와  $FLP^*$  미만 국가로 분류하여 제시한다. 이상의 같은 표본분리에 기초한  $FLP$ ,  $AFB$  및  $TFR$  자료의 기초통계량은 <표 3>에 요약돼 있다.

표 3. 주요 변수의 기초통계량

표본	변수	평균	중위수	표준편차	최대값	최소값
전체국가	FLP	51.40	51.75	14.95	90.30	11.70
	AFB	23.02	22.70	3.14	30.50	16.50
	TFR	3.30	2.53	1.88	7.70	0.97
FLP* 초과 국가	FLP	63.38	60.50	10.09	90.30	44.80
	AFB	22.18	22.00	3.10	30.50	16.50
	TFR	3.75	3.31	2.01	7.46	1.20
FLP* 미만 국가	FLP	41.95	44.90	10.83	65.80	11.70
	AFB	23.67	23.10	3.05	30.00	17.80
	TFR	2.98	2.39	1.72	7.70	0.97

주: (i)  $FLP$ 는 여성의 경제활동참가율,  $AFB$ 는 여성의 첫 아이 출산나이 및  $TFR$ 은 합계출산율을 나타냄.  
(ii)  $AFB$ 는 1980년경, 1995년경 및 2005년경을, 그리고  $FLP$ 와  $TFR$ 은 1980년, 1995년 및 2005년을 통합(pooling)한 것임.

<표 4>는 표본분리에 기초한 주요 변수 간 상관계수를 나타낸다.  $AFB$ 와  $TER$  간의 관계는 표본선택에 관계없이 매우 큰 음의 상관관계(-0.74~-0.78)를 나타낸다. 그러나  $FLP$ 와  $AFB$  및  $FLP$ 와  $TFR$  간의 상관관계는 표본에 따라 상이하게 관측된다. 즉  $FLP$ 가 임계값을 초과하는(미만의) 국가로 구성된 표본에서  $FLP$ 와  $AFB$  간에는 음(양)의 관계,

그리고 FLP와 TFR 간에는 양(음)의 관계가 성립한다. 따라서 우리는 <표 4>를 통해서도 FLP가 AFB에 미치는 영향, 더 나아가 FLP와 AFB가 TFR에 미치는 영향이 표본선택에 따라 상이할 수 있음을 추론할 수 있다.

표 4. 주요 변수 간 상관계수

	전체국가	FLP* 초과 국가	FLP* 미만 국가
FLP-AFB	-0.20	-0.45	0.24
AFB-TER	-0.77	-0.78	-0.74
FLP-TFR	0.09	0.54	-0.40

주: (i) FLP는 여성의 경제활동참가율, AFB는 여성의 첫 아이 출산나이 및 TFR은 합계출산율을 나타냄.  
 (ii) AFB는 1980년경, 1995년경 및 2005년경을, 그리고 FLP와 TFR은 1980년, 1995년 및 2005년을 합(pooling)한 것임.

#### IV. 실증분석

실증분석은 1980년, 1995년 및 2005년의 130개 국가로 구성된 불균형 패널자료(unbalanced panel data)를 이용해 FLP(여성의 경제활동참가율)가 AFB(여성의 첫 아이 출산나이)에 미치는 영향을 검토한 이후, FLP와 AFB가 개별적으로 그리고 결합적으로 TFR(합계출산율)에 미치는 영향을 분석하는 순서로 나아간다. 먼저 FLP가 AFB에 미치는 영향을 파악하기 위한 추정방정식은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$AFB_{it} = c + \beta FLP_{it} + \sum_{j=1}^3 \gamma_j X_{ijt} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

식(3)에서 하첨자  $i$  와  $t$  는 국가와 연도;  $c$  는 상수항;  $\beta$  와  $\gamma_j$  ( $j=1, 2, 3$ ) 은 추정된 설명변수들의 계수 값;  $X$  는 FLP를 제외한 일련의 설명변수;  $\mu_i$  는 관측되지 않는 국가별 효과;  $\epsilon$  는 오차항을 의미한다. 우리의 관심사는 추정계수  $\beta$  의 부호와 통계적 유의성에 집중된다. 즉 앞 장의 이론적 배경에 의하면, 추정계수  $\beta$  의 부호 및 통계적 유의성은 표본의 선택에 따라 상이하게 나타날 것으로 기대된다.

FLP를 제외한 설명변수로는 유아사망률, 인구증가율 및 AFB 측정과 관련된 더미변수를 고려한다. 먼저 Kreyenfeld(2005), Mauldin-Berelson(1978) 등은 출산율 변화와 가장 상관관계가 높은 변수로 유아사망률(1,000명 당 5세 이하의 유아사망자 수(명): 이후 MORT로 나타냄)을 제시했다. 또한 인구증가의 정도가 출산에 미치는 효과를 반영하기 위해 인구증가율(%), 이후 POPG로 나타냄)을 설명변수에 포함한다. 국가별 MORT와 POPG는 세계은행(2011)이 제공한 자료다. 마지막으로 이미 언급했듯이 국가별 AFB를 측정함에 있어 상이한 두 가지 방법(즉 등록 혹은 서베이)이 사용됐기 때문에 이들 측정에 차이가 있는지 살펴보기 위해 서베이 자료에 기초해 측정된 국가를 1로 설정한 더미변수(이후 DST로 나타냄)를 고려한다.

추정방법은 패널자료를 이용한 전형적인 분석방법인 고정효과 모형(fixed effects model) 혹은 랜덤효과 모형(random effects model)을 사용한다. 고정효과 모형은 자료의 횡단면적 특성을 평균이라는 고정된 값으로 고려한다. 따라서 고정효과 모형은 개별 국가가 갖는 잔차항의 이분산성 문제를 고려하지 않기 때문에 일치추정량(consistency estimator)을 가질 수 있으나 자유도의 문제로 인한 효율성의 문제가 생겨난다. 랜덤효과 모형은 자료의 횡단면적 특성을 오차항으로 고려하며, 고정효과 모형에서 간과한 효율성의 문제를 해결할 수 있다. 고정효과 모형과 랜덤효과 모형 중에서 어떤 모형이 실증분석 방법론으로 적합한지 여부는 하우스만 검정(Hausman test) 결과에 의존한다.

식(3)의 추정결과는 <표 5>에 요약돼 있다. 모형(A)과 (B)는 전체국가, 모형(C)과 (D)는 FLP\* 초과 국가, 그리고 모형(E)와 (F)는 FLP\* 미만 국가로 구성된 표본을 사용한 추정결과다. 또한 모형(A), (C) 및 (E)는 설명변수로서 FLP(여성의 경제활동참가율)와 MORT(유아사망률)만을 고려했으며, 모형(B), (D) 및 (F)는 FLP와 MORT는 물론 POPG(인구증가율)와 DST(서베이 자료 더미변수)도 설명변수에 포함한다. 이와 같이 동일한 종속변수에 대해 두 가지 다른 형태의 모형을 추정한 이유는 국가 간 분석에서 흔히 생겨나는 변수들 사이의 다중공선성(multicollinearity) 문제가 어떻게 작용하는지 검토하기 위해서다. 한편 추정방법은 하우스만 검정 결과에 기초해 선택됐는데, 랜덤효과 모형이 사용된 모형(D)를 제외한 나머지 모형에서는 고정효과 모형이 사용됐다.

<표 5>의 추정결과를 살펴보면, FLP 추정계수는 예상과 같이 표본의 선택에 따라 상이하게 나타났다. 즉 전체국가 및 FLP\* 미만 국가로 구성된 표본을 사용할 때 FLP

추정계수는 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값으로 관측됐다. 예를 들어 모형(B)와 (F)에서 한 국가의 FLP가 14.95와 10.83, 즉 표준편차의 크기(표 3)만큼 상승하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 약 1.495%포인트와 1.191%포인트만큼 AFB가 증가한다. 그러나 FLP\* 초과 국가로 구성된 표본을 사용한 모형(C)와 (D)에서 FLP 추정계수는 양의 값으로 관측됐지만, 전통적인 유의수준에서 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 따라서 FLP가 상대적으로 낮은 수준인 국가에서는 FLP의 증가가 AFB를 상승시킬 수 있지만, FLP가 상대적으로 높은 수준인 국가에서는 그 영향이 상대적으로 미미하게 나타난다. 이와 같은 결과는 제 II장에서의 추론과 일치한다.

표 5. 여성의 경제활동참가와 첫 아이 출산나이 간의 추정결과

종속변수: AFB(평균 여성의 첫 아이 출산나이)

	전체국가 표본		FLP* 초과 국가 표본		FLP* 미만 국가 표본	
	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)	모형(F)
상수항	18.73 (13.18)***	20.75 (12.24)***	19.66 (7.05)***	24.25 (19.54)***	19.61 (13.03)***	21.79 (12.35)***
FLP	0.10 (3.80)**	0.10 (3.77)***	0.05 (1.23)	0.01 (0.69)	0.12 (3.53)***	0.11 (3.48)***
MORT	-0.01 (-2.87)***	-0.01 (-2.61)**	-0.01 (-1.66)	-0.01 (3.95)***	-0.02 (-2.50)**	-0.01 (-1.85)*
POPG		-0.16 (-1.01)		0.12 (0.76)		-0.40 (-1.46)
DST		-3.63 (-2.18)**		-3.65 (-5.52)***		-3.33 (-1.92)*
R <sup>2</sup>	0.90	0.90	0.91	0.59	0.88	0.89
관측치의 수	283	283	129	129	154	154
$\chi^2$ [p-값]	33.72 [0.00]	23.74 [0.00]	16.71 [0.00]	2.01 [0.57]	11.91 [0.00]	21.29 [0.00]
추정방법	고정효과	고정효과	고정효과	랜덤효과	고정효과	고정효과

주: (i) FLP는 여성의 경제활동참가율, MORT는 유아사망률, POPG는 인구증가율 및 DST는 서베이 자료 더미변수를 나타냄. (ii) 괄호 안의 수는 t-값임. (iii) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

모형(C)과 (D)에서 FLP 추정계수의 통계적 유의성이 낮은 이유는 다음의 두 가지 상반된 방향으로 설명이 가능하다. 첫째, 선진 복지국가에서 알 수 있듯이 직장과 육아를 병행할 수 있는 제도적 장치가 마련된 경우에는 첫 아이 출산나이를 연기시키지 않으면서 경제활동에 참가하는 여성의 수가 증가할 수 있다. 둘째, 일부 저개발 농경국가에서는 여성이 경제활동과 육아를 동시에 담당하기 때문에 여성의 첫 아이 출산나이가 경제활동참가 간에는 큰 관련성이 없는 것처럼 보인다.<sup>10)</sup> 그러므로 FLP의 증가가 AFB를 상승시킬 수 있다는 사실은 각 국가의 경제환경에 따라 상이하게 나타날 수 있다.

한편 MORT 추정계수는 전통적인 유의수준에서 대체로 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정됐는데,<sup>11)</sup> 이는 유아사망률이 높은 국가에서 여성의 평균 첫 아이 출산나이가 상대적으로 적다는 사실을 의미한다. 즉 AFB가 낮을수록 더 많은 출산의 기회가 제공되기 때문에 MORT는 AFB에 음의 영향을 미친 것으로 관측된다. POPG 추정계수는 표본선택에 관계없이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 DST 추정계수는 표본선택에 관계없이 통계적으로 유의한 음의 값으로 나타났는데, 이는 서베이에 기초해 측정한 국가들의 AFB가 등록에 기초해 측정한 국가들의 AFB보다 대체로 적다는 사실을 반영한다. 대부분 산업화된 국가는 등록에 기초해 AFB 자료를 작성한 반면, 대부분 저개발 국가는 서베이에 기초해 AFB 자료를 작성했다. 또한 산업화된 국가의 AFB 값에 비해 저개발 국가의 AFB 값이 대체로 낮은 수준이기 때문에 DST는 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정됐다고 판단된다.

실증분석의 두 번째 단계는 FLP(여성의 경제활동참가율)와 AFB(여성의 첫 아이 출산 나이)가 개별적으로 그리고 결합적으로 TFR(합계출산율)에 미치는 영향을 파악하는 데 있으며, 이때 추정방정식은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$TFR_{it} = c + \beta_1 FLP_{it} + \beta_2 AFB_{it} + \beta_3 (FLP \times AFB)_{it} + \sum_{j=1}^2 \gamma_j X_{ijt} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

10) 예를 들어 아프리카 르완다(Rwanda)의 2005년 FLP는 85.7%로 상당히 높은 수준이지만, AFB는 평균 21.7세로 상대적으로 낮은 수준이다.

11) 다만 모형(C)에서 MORT 추정계수의 통계적 유의성은 한계적으로(marginally) 전통적인 유의수준을 벗어난다(p-값=0.1007).

식(4)에서 하첨자  $i$ 와  $t$ 는 국가와 연도;  $c$ 는 상수항;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  및  $\gamma_j$  ( $j=1, 2$ )는 추정된 설명변수들의 계수 값; FLP×AFB는 FLP와 AFB의 교차항;  $X=[MORT, POPG]$ ;  $\mu_i$ 는 관측되지 않는 국가별 효과;  $\epsilon$ 은 오차항을 의미한다.

식(4)의 추정결과는 <표 6>에 요약돼 있는데, 표본의 설정 및 추정방법은 <표 5>의 경우와 동일하다. 다만 <표 6>은 설명변수로 FLP와 AFB만 통제한 모형, FLP, AFB 및 FLP×AFB만을 통제한 모형, 그리고 이상의 세 변수와 함께 MORT와 POPG를 동시에 통제한 모형으로 구성된다. 하우스만 검정 결과에 기초한 추정방법은 <표 5>의 경우와 마찬가지로 모형(F)만 랜덤효과 모형을 사용하고, 나머지 모형은 고정효과 모형을 사용해 추정했다.

<표 6>의 추정결과는 <표 5>의 경우와 마찬가지로 표본의 선택에 따라 상이하게 나타났다. 전체국가와 FLP\* 미만 국가로 구성된 표본을 사용할 때 FLP와 AFB는 TFR에 통계적으로 매우 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 FLP와 AFB의 교차항(FLP×AFB) 역시 통계적으로 유의한 것으로 관측됐다. 즉 이들 표본에서는 여성의 경제활동참가율이 높고 첫 아이 출산나이가 많은 국가에서 상대적으로 낮은 수준의 합계출산율을 기록했다. 구체적으로 모형(C)에서 한 국가의 FLP와 AFB가 14.95와 3.14, 즉 표준편차의 크기만큼 상승하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 약 2.243%포인트와 1.1162%포인트만큼 TFR가 감소한다. 그러나 FLP\* 초과 국가의 표본에서는 FLP와 AFB가 개별적으로 뿐만 아니라 결합적으로 TFR에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.<sup>12)</sup>

또한 MORT(유아사망률)와 POPG(인구증가율)는 각각 TFR(합계출산율)과 통계적으로 매우 유의한 양의 관계를 나타낸다. 이는 한 국가의 높은 수준의 유아사망률과 인구증가율은 출산율 증가와 동반한다는 사실을 의미한다. 특히 양의 MORT 추정계수는 유아사망률의 하락이 사실상 출산율 감소의 중요한 원인이 된다는 사실을 제시한다 (Kreyenfeld, 2005; Mauldin-Berelson, 1978). 이와 같은 결과는 부모가 자녀의 수를 결정함에 있어 태어난 아이의 수보다 성인이 될 때까지 생존하는 아이의 수에 더 많은 관심을 가진다는 사실을 인식하면 쉽게 이해할 수 있다.<sup>13)</sup>

12) 다만 AFB 추정계수의 결과는 모형의 선택에 의존한다. 즉 모형(D)와 (E)의 AFB 추정계수는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값이다.

13) 비록 <표 6>에는 나타나 있지 않지만, 본 연구의 진행과정에서는 다양한 형태의 실증분석을 시도했다. 예를 들어 내생성 문제를 완화하기 위해 여성의 경제활동참가율(FLP)의 도구변수(instrumental

표 6. 여성의 첫 아이 출산나이, 경제활동참가 및 출산율 간의 추정결과

종속변수: 합계출산율(TFR)

	전체 국가 표본			FLP* 초과 국가 표본			FLP* 미만 국가 표본		
	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)	모형(F)	모형(G)	모형(H)	모형(I)
상수항	8.93 (9.72)***	24.66 (8.18)***	11.36 (5.82)***	7.18 (3.76)***	23.60 (2.02)**	1.24 (0.34)	9.30 (9.15)***	26.47 (9.33)***	13.99 (6.77)***
FLP	-0.03 (-2.14)**	-0.33 (-5.80)***	-0.15 (-4.13)***	-0.01 (-0.37)	-0.28 (-1.46)	0.03 (0.57)	-0.04 (-2.32)**	-0.41 (-6.78)***	-0.22 (-5.21)***
AFB	-0.18 (-4.61)***	-0.86 (-6.60)***	-0.37 (-4.51)***	-0.13 (-1.92)*	-0.84 (-1.67)*	-0.01 (-0.03)	-0.20 (-4.33)***	-0.95 (-7.66)***	-0.48 (-5.49)***
FLP×AFB		0.01 (5.43)***	0.01 (3.68)***		0.01 (1.42)	-0.001 (-0.41)		0.02 (6.34)***	0.01 (4.69)***
MORT			0.02 (13.65)***			0.02 (14.15)***			0.01 (8.89)***
POPG			0.34 (7.86)***			0.39 (8.00)***			0.33 (5.06)***
R <sup>2</sup>	0.93	0.94	0.90	0.93	0.93	0.88	0.93	0.95	0.98
관측치의 수	283	283	283	129	129	129	154	154	154
$\chi^2$ [p-값]	37.28 [0.00]	73.14 [0.00]	30.47 [0.00]	20.11 [0.00]	22.95 [0.00]	6.65 [0.25]	12.32 [0.00]	11.79 [0.01]	16.95 [0.00]
추정방법	고정효과	고정효과	고정효과	고정효과	고정효과	랜덤효과	고정효과	고정효과	고정효과

주: (i) FLP는 여성의 경제활동참가율, AFB는 여성의 첫 아이 출산나이, MORT는 유아사망률 및 POPG는 인구증가율을 나타냄. (ii) 괄호 안의 수는 t-값임. (iii) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

이상의 실증분석 결과를 요약하면, 전체국가로 구성된 표본을 사용할 때 경제활동에 참가하는 여성의 수가 증가할수록 첫 아이를 출산하는 평균 나이가 늦어지고, 여성의 경제활동참가와 첫 아이 출산나이의 증가는 개별적으로 그리고 결합적으로 출산율에 부정적 영향을 미친다. 그러나 이상의 결과가 모든 국가에 대해 일률적이고 선형적으로

variable)로 인구밀도(명)와 도시화율(%)을 이용한 연립방정식 형태의 추정을 시도했지만, <표 6>의 추정결과와 큰 차이가 생겨나지 않았다. 이때 도시화율과 인구밀도를 FLP의 도구변수로 사용한 이유는 이들 변수가 높을수록 산업구조의 다양성을 증가시켜 고용의 기회를 제공할 수 있기 때문이다 (Glaeser et al., 1992). 즉 인구의 집적은 여성의 경제활동참가율을 증가시킬 수 있는 직장을 제공할 수 있을 것으로 추측할 수 있다. 또한 내생성과 다중공선성 문제를 고려해 POPG를 모형에서 제외해 추정했지만, 이 경우에도 다른 추정계수들의 결과는 <표 6>의 경우와 크게 다르지 않았음을 밝혀둔다.

적용되지는 않았다. 즉 여성의 경제활동참가율이 상대적으로 높은 국가에서는 경제활동참가자 첫 아이 출산나이와 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 반면, 여성의 경제활동참가율이 상대적으로 낮은 국가에서는 경제활동참가자의 증가가 첫 아이 출산나이를 상승시키고 출산율을 감소시키는 원인이 되는 것으로 나타났다. 따라서 이상의 결과는 여성의 경제활동참가자의 정도와 연계해 출산율을 제고시키려는 정책은 국가별 여성의 경제활동참가자의 정도에 따라 다르게 설정해야 한다는 시사점을 제공한다.

## V. 맺음말

본 연구는 통계자료가 가용한 130개 국가를 대상으로 1980년, 1995년 및 2005년의 불균형 패널자료를 이용해 여성의 경제활동참가자 첫 아이 출산나이에 미치는 영향을 검토한 이후, 이상의 두 변수가 개별적으로 그리고 결합적으로 출산율에 미치는 영향을 추정했다. 이 과정에서 본 연구는 통계자료에 기초해 여성의 경제활동참가와 출산율 간의 관계가 U자 형태로 나타난다는 사실을 확인하고, 여성의 경제활동참가의 정도가 출산율에 미치는 영향이 가장 낮은 수준인 경제활동참가율의 임계점을 기준으로 표본을 분리해 추정했다.

실증분석 결과는 몇 가지 흥미로운 사실을 제시한다. 첫째, 여성의 경제활동참가와 출산율 간에는 U자 형태의 관계가 형성되는데, 이는 여성의 경제활동참가의 정도가 상대적으로 높은 수준의 국가에서는 여성의 경제활동참가를 증가시키려는 정책이 출산율 제고로 이어질 수 있음을 시사한다. 둘째, 130개 전체국가로 구성된 표본에서는 여성의 경제활동참가와 첫 아이 출산나이 간에 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 관측됐지만, 이와 같은 결과는 상이한 두 국가 그룹, 즉 여성의 경제활동참가의 정도가 상대적으로 높은 수준의 국가군과 낮은 수준의 국가군의 차이에 의해 생겨날 수 있다. 즉 실증분석 결과 여성의 경제활동참가의 증가가 첫 아이 출생나이를 상승시킬 수 있다는 사실은 여성의 경제활동참가의 정도가 상대적으로 낮은 수준의 국가군에서만 통계적으로 유의하게 나타났다. 셋째, 전체국가와 여성의 경제활동참가의 정도가 상대적으로 낮은 수준의 국가로 구성된 표본에서만 여성의 경제활동참가와 첫 아이 출산나이가 개별적으로 그리고 결합적으로 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 관측됐다.

이상의 결과는 여성의 경제활동참가율의 증가가 첫 아이 출산나이를 상승시키고, 이들 두 변수가 출산율을 제약하는 요인이 된다는 사실은 각 국가의 경제환경에 따라 상이하게 나타날 수 있다는 사실을 제시한다. 혹은 직장과 육아를 병행할 수 있는 제도적 장치가 구비되어 여성의 경제활동참가율의 수준이 높은 국가에서는 경제활동참가율 증가가 출산율을 제약하는 요인이 크지 않기 때문에 이들 국가에서는 경제내의 불확실성을 제거하는 형태의 노동시장 안정이나 여성의 고용안정 정책이 출산율을 제고할 수 있는 수단이 될 수 있다고 판단된다.

이상의 의미 있는 추정결과에도 불구하고 본 연구는 다소의 한계점과 향후 연구 과제를 안고 있다. 첫째, 본 연구에서 고려한 여성의 경제활동참가율과 첫 아이 출산나이를 제외하고도 다양한 문화적·사회적 요인이 출산율 결정에 영향을 미칠 수 있다. 둘째, 본 연구는 여성의 경제활동참가율과 출산율을 연결하는 전달경로로서 여성의 첫 아이 출산나이를 고려했지만, 이와 유사한 형태의 ‘전체 가임 여성인구 대비 출산하지 않은 여성의 비율’을 전달경로로 고려할 수 있다. 마지막으로 국가 간 자료 대신 한 국가 혹은 한 지역의 미시적 자료를 사용할 때 보다 많은 정책적 시사점을 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

황진영은 미국 Vanderbilt University에서 경제학 박사학위를 받았으며, 현재 한남대학교 경제학과 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 재정정책, 경제·사회적 정책, 인구구조, 불평등, 교육 등의 정치경제학 관련 주제들이다. (E-mail: jyh17@hnu.kr)

## 참고문헌

---

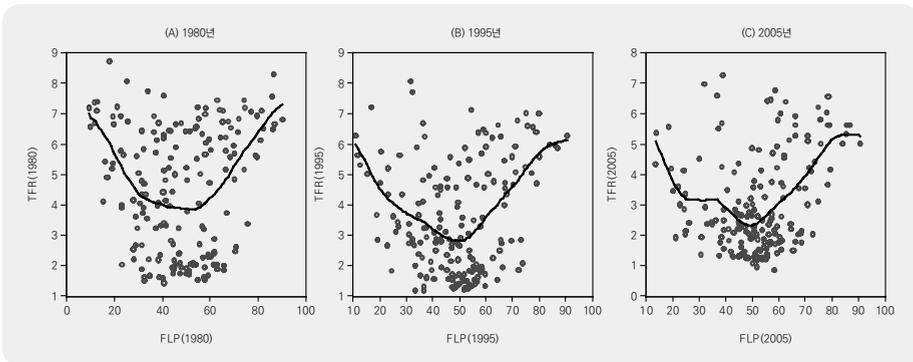
- 김현숙, 류덕현, 민희철(2006). 장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석. 서울: 한국조세연구원.
- 이중하, 황진영(2011). 동아시아 국가에서 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 상호관련성: 패널 SVAR 모형을 이용한 실증분석. 보건사회연구, 31(1), pp.3-26.
- 조윤영(2006). 기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형. 서울: 한국개발연구원.
- 황진영, 이중하(2012). 한국에서 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 상호관련성: 16개 시도의 패널자료를 이용한 실증분석, 경제연구, 30(3), pp.19-43.
- Adler, M. A. (1997). Social change and decline in marriage and fertility in Eastern Germany. *Journal of Marriage and Family*, 59, pp.37-49.
- Ahn, N., Mira, P. (2002). A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. *Journal of Population Economics*, 15, pp.667-682.
- Becker, G. S., Lewis, H. (1973). On the interaction between quantity and quality of children. *Journal of Political Economy*, 81, pp.S279-S288.
- Becker, G. S. (1991). *A treatise on the family*, Cambridge, MA: Harvard University.
- Brewster, K. L., Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and women's employment in industrialized nations. *Annual Review of Sociology*, 26, pp.271-296.
- Galor, O., Weil, D. N. (1996). The gender gap, fertility, and growth. *American Economic Review*, 86, pp.374-378.
- Glaeser, E. L., Kallal, H. D., Scheinkman, J. A., Shleifer, A. (1992). Growth in cities. *Journal of Political Economy*, 100, pp.1126-1152.
- Hondroyannis, G., Papapetrou, E. (1999). Fertility choice and economic growth: Empirical evidence from the U.S.. *International Advances in Economic Research*, 5, pp.108-120.
- Kharkova, T. L., Andreev, E. M. (2000). Did the economic crisis cause the fertility decline in Russia: Evidence from the 1994 microcensus. *European Journal of Population*, 16, pp.211-233.

- Kreyenfeld, M. (2005). *Economic uncertainty and fertility postponement: Evidence from German panel data*. MPIDR(Max Planck Institute for Demographic Research) Working Paper, WP 2005-034.
- Kögel, T. (2004). Did the association between fertility and female employment within OECD Countries really change its sign?. *Journal of Population Economics*, 17, pp.45-65.
- Kohler, H.-P., Billari, F. C., Ortega, J. A. (2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28, pp.641-680.
- Lee, J. H., Lim, E. S., Hwang, J. (2012). Panel SVAR model of woman's employment, fertility, and economic growth: A comparative study of East Asian and EU countries. *Social Science Journal*, 49, pp.386-389.
- Lehrer, E., Nerlove, M. (1986). Female labor force behavior and fertility in the United States. *Annual Review of Sociology*, 12, pp.181-204.
- Mahdavi, S. (1990). A simultaneous-equations model of cross-national differentials in fertility and female labor force participation rates. *Journal of Economic Studies*, 17, pp.32-49.
- Martin, S. P. (2000). Diverging fertility among U.S. women who delay child bearing past age 30. *Demography*, 37, pp.523-533.
- Mathews, M. S., Hamilton, B. E. (2009). Delayed childbearing: more women are having their first child later in life. *NCHS Data Brief*, 21.
- Matysiak, A. (2008). *Women's employment in post-socialist Poland: A barrier or a precondition to childbearing?*. Presented paper for the European Population Conference 2008, Barcelona, Spain.
- Mauldin, P. W., Berelson, B. (1978). Conditions of fertility decline in developing countries, 1965-75. *Studies in Family Planning*, 9, pp.89-147.
- Morgan, P. S., Rindfuss, R. R. (1999). Reexamining the link of early childbearing to marriage and subsequent fertility. *Demography*, 36, pp.59-75.
- Philipov, D., Kohler, H. P. (2001). Tempo effects in the fertility decline in Eastern

- Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia. *European Journal of Population*, 17, pp.37-60.
- Rindfuss, R. R., Benjamin, K., Morgan, S. P. (2000). *The changing institutional context of low fertility*. Presented paper for the 2000 Annual Meeting of the Population Association of America, Los Angeles, CA.
- Rindfuss, R. R., Morgan, P. S., Offutt, K. (1996). Education and the changing age pattern of American fertility: 1963-1989. *Demography*, 33, pp.277-290.
- Sobotka, T. (2004). Is lowest-low fertility in Europe explained by the postponement of childbearing?. *Population and Development Review*, 30, pp.195-220.
- United Nations (2011). *World Fertility Report 2009*, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- Wang, P., Yip, C. K., Scotese, C. A. (1994). Fertility choice and economic growth: Theory and evidence. *Review of Economics and Statistics*, 46, pp.255-266.
- World Bank (2011). *World Development Indicators*. on CD-Rom. Washington DC.

## 부록 1

부그림 1. 연도별 여성의 경제활동참가율(FLP)과 합계출산율(TFR) 간의 산포도



## 부록 2

부표 1. 표본을 구성하는 국가의 분류

	FLP* 초과	FLP* 미만
높은 소득수준	가봉, 노르웨이, 뉴질랜드, 덴마크, 러시아, 리투아니아, 미국, 보스니아, 스웨덴, 스웨덴, 스위스, 에스토니아, 캐나다, 핀란드, 호주	그리스, 네덜란드, 대한민국, 독일, 라트비아, 룩셈부르크, 말레이시아, 멕시코, 몰타, 벨기에, 스페인, 슬로바키아, 슬로베니아, 싱가포르, 아일랜드, 영국, 오스트리아, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 체코(공), 칠레, 크로아티아, 키프로스, 터키, 트리니다드토바고, 포르투갈, 폴란드, 프랑스, 헝가리, 홍콩
낮은 소득수준	가나, 기니, 네팔, 라이베리아, 레소토, 루마니아, 르완다, 마다가스카르, 말라위, 모잠비크, 몰도바, 방글라데시, 베냉, 베트남, 벨라루스, 볼리비아, 부룬디, 부르키나파소, 세네갈, 시에라리온, 아르메니아, 아이티, 아제르바이잔, 에리트레아, 에티오피아, 우간다, 우크라이나, 자메이카, 잠비아, 조지아, 중앙아프리카(공), 짐바브웨, 차드, 카자흐스탄, 캄보디아, 케냐, 코모로, 콩고(공), 콩고, 키르기스스탄, 탄자니아, 태국, 토고, 투르크메니스탄	가이아나, 과테말라, 나미비아, 나이지리아, 남아프리카(공), 니제르, 니카라과, 도미니카(공), 마케도니아, 말리, 모로코, 모리타니, 보스니아헤르체고비나, 불가리아, 브라질, 수단, 스리랑카, 스와질란드, 알바니아, 알제리, 에콰도르, 엘살바도르, 예멘, 요르단, 우즈베키스탄, 이집트, 인도, 인도네시아, 카메룬, 코스타리카, 코트디부아르, 콜롬비아, 타지키스탄, 튀니지, 파나마, 파라과이, 파키스탄, 페루, 피지, 필리핀

주: (i) FLP\*는 여성의 경제활동참가율이 53.7%를 나타냄. (ii) 소득수준은 2005년 실질 1인당 GDP가 \$10,000 이상과 미만을 (상대적으로) 높은 소득수준이고 낮은 소득수준으로 구분함.

# **Does Female Labor Force Participation Affect the Timing and Level of Fertility Rate?:**

A Cross-Country Analysis

**Hwang, Jinyoung**

(Hannam University)

---

Using a cross-section of 130 countries, this paper empirically examines the effectiveness of women's mean age at first birth (AFB) as a transitional mechanism between female labor force participation (FLP) and fertility rate (TFR). In addition, the empirical analysis is conducted by sample selection based on the critical value of FLP, which implies the lowest impact of FLP on TFR using estimated coefficients. The empirical results are summarized as follows. First, there exists a U shaped relationship between FLP and TFR. Second, the positive and statistically significant impacts of FLP on AFB, and the negative and statistically significant impacts of FLP and AFB on TFR are found in the samples of 130 whole countries and countries that have higher level of FLP (bigger than the critical value of FLP). Third, the impact of FLP and AFB on TFR provide little evidence in the sample of countries that have a lower level of FLP (smaller than the critical value of FLP). Therefore, the empirical results suggest that the positive impact of FLP on AFB, and the negative impacts of FLP and AFB on TFR could be different based on each country's economic environments.

---

**Keywords:** Female Labor Force Participation, Fertility Rate, Mean Age at First Birth, Cross-Country Data, Sample Selection