

## 광역자치단체의 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향

이 종 하  
(조선대학교)

황 진 영\*  
(한남대학교)

본 연구는 2009~2016년의 우리나라 16개 광역자치단체로 구성된 패널자료를 이용해 광역자치단체의 출산율 제고를 위한 공공정책의 유효성을 분석한다. 이때 광역자치단체의 출산지원 정책을 반영하기 위해 두 가지 형태의 출산지원예산, 즉 “총세출 대비 출산지원예산 비율(%)”과 “출생아 1인당 출산지원예산(원)”을 사용한다. 실증분석 결과, 16개 광역자치단체의 출산지원예산은 합계출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 관측된다. 그러나 ‘시(市)’와 ‘도(道)’의 경제사회적 차이를 고려하기 위해 7개 ‘시’와 9개 ‘도’의 더미변수를 사용한 추정결과는 상이하게 나타난다. 즉 7개 ‘시’의 출산지원예산은 출산율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친 반면, 9개 ‘도’의 출산지원예산은 출산율에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미친 것으로 추정된다. 이상의 결과는 출산율 제고를 위한 현재까지의 공공정책이 도시지역에서 상대적으로 더 효과적이었음을 제시한다. 그러므로 각각의 광역자치단체는 출산율 제고를 위해 경제사회적 특성을 고려한 차별화된 예산의 확보와 공공정책의 수립이 요구된다.

주요 용어: 출산율, 광역자치단체, 출산지원예산, 패널모형

\* 교신저자: 황진영, 한남대학교(jyh17@hnu.kr)

■ 투고일: 2018.7.16    ■ 수정일: 2018.9.5    ■ 게재확정일: 2018.9.20

## I. 머리말

세계적으로 출산율 감소 현상이 진행되면서 각국 정부는 지속가능한 경제발전을 위해 출산율 제고를 해결해야 할 최우선 과제 중 하나로 인식하고 있다. 출산은 장래의 노동력을 의미하기 때문에 장기적인 관점에서 경제성장의 핵심 요소이다. 즉 출산율 감소에 따른 노동력 감소는 총공급을 축소시킬 뿐만 아니라 총수요를 제약함으로써 미래의 경제성장에 부정적 영향을 미치게 된다. 또한 저출산은 재정적자와 국가부채를 확대시켜 심각한 경제사회적 문제를 야기할 수 있다. 따라서 경제학자들은 출산율이 감소하는 원인을 파악하기 위한 다양한 분석을 시도하였으며, 이를 바탕으로 많은 국가에서는 다양한 출산율 제고 정책을 추진하고 있다.

선행연구들은 출산율을 높이기 위한 방안을 찾기 위해 출산율 결정이론에<sup>1)</sup> 기초한 다양한 경제사회적 요인을 검토하였다. 예를 들어 출산율을 결정하는 요인으로는 여성의 경제활동참가(고용) 혹은 임금수준(김현숙 등, 2006; 조운영, 2006; 황진영, 2013b; Becker, 1960; Bloom et al., 2009; Brewster & Rindfuss, 2000; Galor & Weil, 1996; Kögel, 2004; Lee et al., 2012; Lehrer & Nerlove, 1986; Mahdavi, 1990; Wang et al., 1994; Weil, 2009),<sup>2)</sup> 유아사망률의 감소(Becker et al., 1999; Cigno, 1998; Sah, 1991; Whittington et al., 1990), 경제내의 불안정성 혹은 노동시장의 불확실성(황진영 a, 2013; Bhaumik & Nugent, 2005; Blossfeld et al., 2005; Hondroyiannis, 2010 등), 초산연령의 증가(Hwang & Lee, 2014; Kohler et al., 2002); Morgan & Rindfuss, 1999; Sobotka, 2004), 높은 주택가격(김민영, 황진영, 2016; 서미숙, 2013; Dettling & Kearney, 2014; Lovenheim & Mumford, 2011) 등 매우 다양하다.

또한 일련의 선행연구에서는 이상의 출산율 결정요인에 기초해 출산율 제고를 위한 공공정책의 유효성을 다양한 국가 혹은 지역을 대상으로 분석하였지만(Gauthier, 2007; Luci & Thévenon, 2013; Rønsen, 2004; Takayama & Werding, 2011), 일관된 효과의

---

1) 이론적 관점의 전통적인 출산율 결정모형은 Becker와 Lewis(1973)의 양과 질의 상충관계 모형, Easterlin(1968)의 세대 간 상대소득모형, Leibenstein(1975)의 사회적 상대소득모형, Cigno(1992)의 자산소득이론 등이 있다.

2) 특히 일련의 선행연구에서는 여성의 출산, 고용 및 경제성장 간의 동태적 상호연관성(내생성)을 파악하였다(이종하, 황진영, 2011; Hondroyiannis & Papapetrou, 1999; Lee et al., 2012; Wang et al., 1994).

영향과 크기를 발견하는 데 실패하였다.<sup>3)</sup> 이는 국가 혹은 지역 마다 저출산의 정도가 상이할 뿐만 아니라 공공정책의 형태도 다양하다는 사실에 기초하며, 향후 보완적인 연구의 필요성을 제기한다. 특히 우리나라는 지역 간 노동력의 이동이나 출산율의 상호의존성이 크기 때문에 지방정부의 역할을 고려해야 한다. 즉 우리나라를 비롯한 많은 국가에서는 지방정부가 독자적으로 출산지원을 위한 사업과 정책을 추진하고 있다. 그러나 특정 국가의 지방정부들을 대상으로 분석한 선행연구는 미미한 수준이다. 예외적으로 최상준과 이명준(2011)은 2001~2012년의 광역자치단체 자료를 이용해 유아 1인당 아동복지 예산, 아동복지 공무원 수 및 보육시설의 확보가 출산율에 영향을 미친다고 주장하였다.<sup>4)</sup> 따라서 우리나라의 지방정부가 수행하고 있는 출산지원 정책이 과연 효과적으로 진행되고 있는지 파악하기 위해서는 다양하고 보완적인 검토가 요구된다.

이상의 논의를 바탕으로 본 연구는 2009~2016년의 우리나라 16개 광역자치단체로 구성된 패널자료를 이용해 출산율 제고를 위한 광역자치단체의 공공정책이 출산율에 어떤 영향을 미쳤는지 실증적으로 파악하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 광역자치단체의 출산지원예산이 합계출산율 결정과 직접적으로 연관되는지 살펴보고자 한다. 따라서 본 연구의 실증분석은 다음의 사항을 고려한 실증모형을 설정한다. 첫째, 본 연구는 선행연구를 바탕으로 출산율 결정모형을 구축한다. 즉 실증분석 모형은 유아사망률, 혼인율, 여성의 고용, 실질임금 등과 같은 경제 및 인구통계적 변수들을 출산율 결정의 설명변수로서 고려한다. 또한 지역별 고유한 경제사회적 특성을 고려하기 위한 설명변수로는 실질주택가격 상승률과 실업률 등이 사용된다.

둘째, 비록 광역자치단체들이 출산율 제고를 위해 다양한 공공정책을 시행하고 있지만, 본 연구에서는 공공정책을 총합적(aggregate)으로 고려하기 위해 광역자치단체의 출산지원예산(자체사업 지원)을 고려한다. 또한 본 연구에서는 광역자치단체별 출산지원예산의 수준효과를 고려하기 위해 두 가지 형태의 출산예산지원,<sup>5)</sup> 즉 (i) “총세출

3) 해외의 출산장려정책의 사례는 김진일과 박경일(2017), 최은하(2007) 등에 소개되어 있다.  
 4) 한편 황진영과 이종하(2012)는 우리나라 16개 광역자치단체의 모(母)의 연령별(15~24세, 25~39세 및 40~49세) 출산율 자료를 이용해 모의 연령별 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 내생성을 확인하였다.  
 5) 광역자치단체의 본격적인 출산지원은 2005년 ‘저출산·고령사회 기본법’이 제정되고 ‘저출산고령사회 위원회’가 구성된 이후 시작되었다. 즉 출산지원은 ‘저출산·고령사회 기본법’을 토대로 5년마다 범국가적 중장기 계획인 ‘저출산고령사회기본계획’을 수립해 저출산 대응정책을 추진하고 있다. 현재에는 제3차 ‘저출산고령사회기본계획(2016~2020)’이 추진중이다. 출산지원예산의 주요 사업은 정부의 중

대비 출산지원예산 비율(%)”과 (ii) “출생아 1인당 출산지원예산(백만원)”을 사용한다. 광역자치단체별 출산율 지원사업의 예산 자료는 ‘저출산고령사회위원회’의 ‘저출산고령사회기본계획’이 제시하는 시도별·분야별 자체사업의 연도별 시행계획 예산에 근거한다.

셋째, 우리나라 16개 광역자치단체 중에서 ‘시(市)’와 ‘도(道)’는 경제사회적 특징이 상이하기 때문에 출산지원예산의 유효성도 상이하게 나타날 수 있다. 왜냐하면 7개 ‘시’는 9개 ‘도’에 비해 인구밀도가 높고 공공정책에 따른 외부성이 클 뿐만 아니라 규모의 경제를 상대적 관점에서 쉽게 실현할 수 있기 때문이다. 또한 ‘시’와 ‘도’의 연령층별 인구구조에도 다소 상이함이 존재한다. 따라서 본 연구는 ‘시’와 ‘도’에 대한 더미변수를 사용해 광역자치단체의 출산지원예산과 출산율 간의 관계가 ‘시’와 ‘도’에서 상이한지 검토하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 우리나라 광역자치단체의 출산율 및 출산지원예산의 현황을 살펴본다. 제III장에서는 실증분석에서 요구되는 자료와 추정방법을 설명한다. 제IV장에서는 일련의 실증분석 결과를 제시하고, 이와 관련된 정책적 시사점을 기술한다. 마지막으로 제V장에서는 본 연구의 요약과 향후 연구방향에 관해 논의한다.

## II. 시도별 출산율 및 출산지원예산

광역자치단체별 출산율은 합계출산율(total fertility rate, 이후 TFR로 나타냄)을 이용한다. 즉 TFR은 “한 여성이 가임기간 동안 현재의 연령별 여성 출산율만큼 출산한다는 가정하에 낳을 수 있는 자녀의 수(명)”<sup>6)</sup>를 의미한다. 통계청에서 제공하는 2009년~2016년의 16개 광역자치단체별 출산율의 수준과 추이를 나타내면 [그림 1]과 같다.<sup>7)</sup>

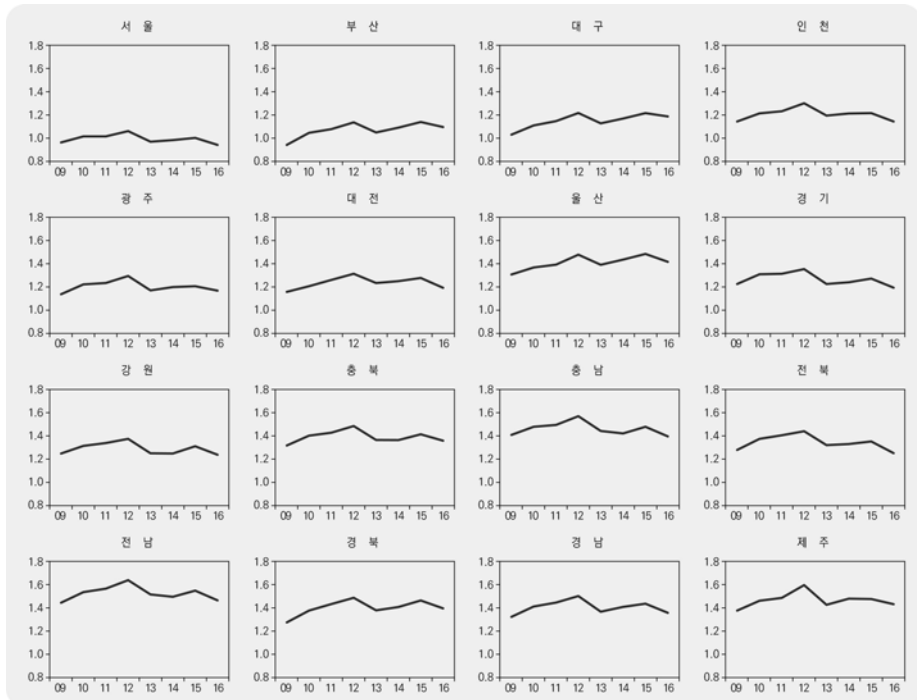
---

장기 방향에 맞추어 출산장려금 및 의료비 지원, 보육시설 확충, 기타 우대사업과 환경조성사업 등 광역자치단체별로 매우 다양하게 추진되고 있으며, 보다 구체적인 내용은 ‘저출산고령사회위원회’의 ‘저출산고령사회기본계획’에 제시되어 있는 광역자치단체별 연도별 시행계획을 참고할 수 있다.

6) 예를 들어 15~44세 사이의 여성만이 아이를 낳는다고 가정하고 연평균 0.1명을 낳는다면, 합계출산율은 3명(0.1명×30년)이 된다.

광역자치단체별 TFR은 2016년 기준으로 서울(0.94명)과 부산(1.10)이 상대적으로 가장 낮은 수준이고, 전남(1.47명), 제주(1.43명), 울산(1.42명)이 상대적으로 가장 높은 수준이다. 또한 2012년 이후 부산, 대구 및 울산의 TFR은 소폭 증가하는 추세를 보이는 반면, 이외 지역의 TFR은 대체로 정체되거나 감소하는 추세이다. 즉 광역자치단체별 TFR의 절대적 수준이나 연도별 추이는 다소 상이하게 관측된다. 그럼에도 불구하고 TFR의 연도별 변화 패턴은 대부분 광역자치단체에서 대체로 유사하게 나타난다. 다시 말해 [그림 1]은 대부분 광역자치단체의 TFR이 2009년부터 2012년까지 증가하다가 2013년에 크게 감소하였고, 다시 2015년까지 증가하다가 2016년에 감소하는 변화의 패턴을 제시한다.

그림 1. 광역자치단체별 합계출산율(명)



자료: 통계청, 국가통계포털

7) 세종특별자치시는 2012년 7월 17번째 광역자치단체로 출범하였지만, 본 연구가 고려하는 기간의 자료가 사용되지 않았기 때문에 분석에서 제외하였음을 밝혀둔다.

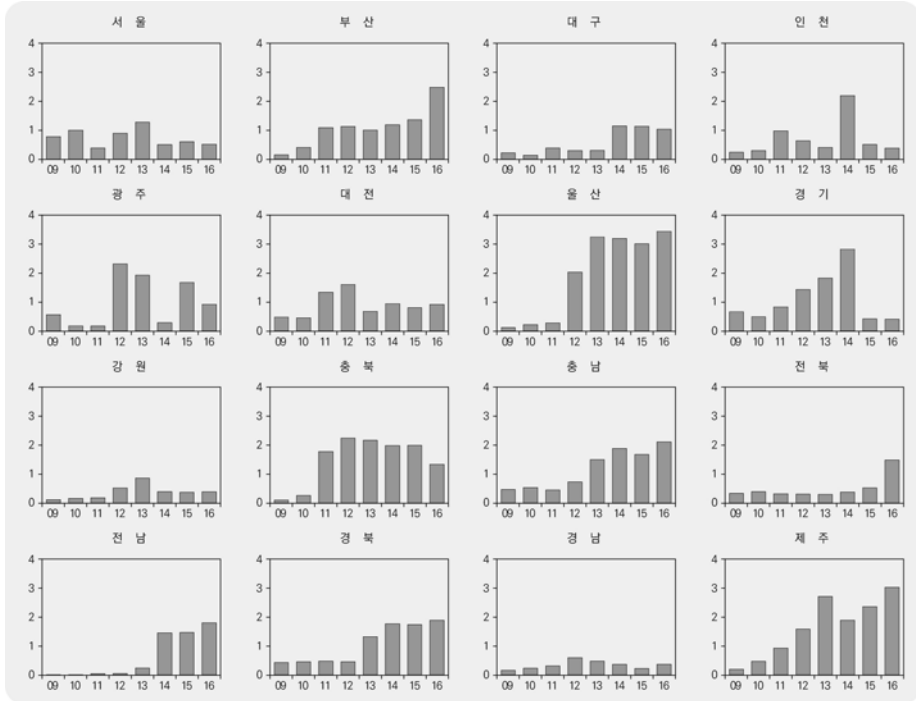
광역자치단체의 출산지원예산을 반영하는 첫 번째 변수로서 “총세출 대비 출산지원 예산 비율(% , 이후 FBR)”은 [그림 2]에 나타나 있다.<sup>8)</sup> 이는 행정안전부가 제공하는 광역자치단체별 예산기준 세출 자료와 ‘저출산고령사회위원회가 제공하는 시도별·분야별 자체사업의 시행계획 예산 자료를 이용해 계산된다. 우리는 광역자치단체별 FBR의 절대적인 수준과 추세의 변화가 크게 상이하게 나타난다는 사실을 쉽게 확인할 수 있다. 예를 들어 2016년 기준 울산과 제주의 FBR는 각각 3.45%와 3.04%로 가장 높은 수준인 반면, 인천, 강원 및 경남의 FBR는 각각 0.36%, 0.38% 및 0.38%로 가장 낮은 수준에 머물러 있다. 즉 FBR의 지역간 편차는 3%p 내외로써 다소 크게 나타난다. 이는 자료의 특성에 기인하는데, ‘저출산고령사회기본계획’ 상의 광역자치단체 자체사업 예산이 ‘시’는 저출산 사업에, ‘도’는 고령화사업에 집중되어 있다는 특징을 보인다. 또한 자체사업 예산은 시도(시군구)와 교육청 간의 예산주체가 불명확한 한계에 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

[그림 2]의 시계열 추이로 살펴보면 부산, 울산, 충남, 전남, 전북, 경북 및 제주의 FBR은 최근 들어 증가하는 추세를 보이는 반면, 서울, 대구, 인천, 광주, 대전, 경기, 강원, 충북 및 경남의 FBR은 대체로 정체되어 있거나 감소하는 추세이다. 또한 FBR이 증가하는 추세를 나타내는 지역에서의 절대적인 수준은 다른 지역과 비교해 상대적 관점에서 대체로 높게 나타난다. 따라서 광역자치단체별 FBR의 절대적 크기는 차이가 심할 뿐만 아니라 연도별 변동도 다소 상이하게 관측된다.

---

8) 광역자치단체별 저출산 관련 예산은 지역별로 상당한 차이를 보이는데, 이를 직접적으로 비교할 수 있도록 부록의 <부표 1>에 2016년 기준 예산구조를 공통예산과 자체예산으로 구분해 제시한다.

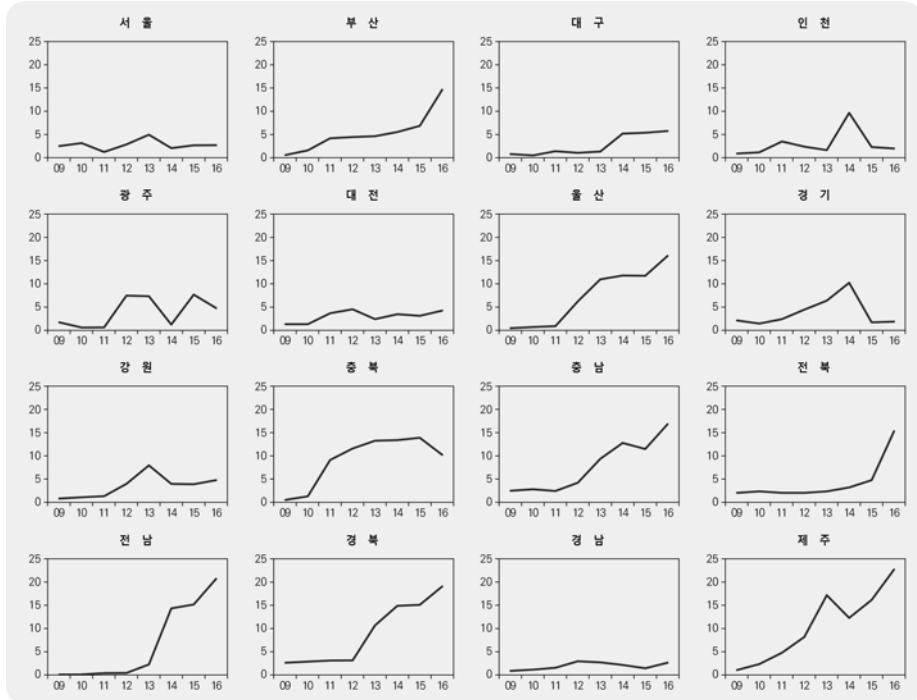
그림 2. 광역자치단체별 총세출 대비 출산지원예산 비율(%)



자료: 행정안전부, '지방재정365' 및 '저출산고령사회위원회', '저출산고령사회기본계획'

출산지원예산을 반영하는 두 번째 변수로는 광역자치단체별 “출생아 1인당 출산지원 예산(원, 이후 FBC)”이 사용되며, 그 추이와 시계열 변동은 [그림 3]과 같다. <표 3>의 자료는 통계청이 제공하는 시도별 출생아 수와 ‘저출산고령사회위원회’가 제시한 시도별·분야별 자체사업의 시행계획 예산 자료를 이용해 측정된다. 광역자치단체별 FBC의 편차는 FBR의 경우와 마찬가지로 크게 나타난다. 예를 들어 2016년의 제주(2,268만원), 전남(2,067만원) 및 경북(1,904만원)의 FBC는 동년 서울(265만원), 인천(193만원), 경기(180만원)의 FBC와 비교해 약 10배 이상의 높은 수준을 나타낸다. 또한 <표 3>은 부산과 울산에 제외한 '시'의 FBC가 '도'의 FBC에 비해 대체로 낮은 수준임을 제시한다.

그림 3. 광역자치단체별 출생아 1인당 출산지원예산(백만원)



자료: 통계청, '인구동향조사' 및 '저출산고령사회위원회', '저출산고령사회기본계획'

[그림 3]의 시계열 추이로 살펴보면 부산, 울산, 충남, 전북, 전남, 경북 및 제주의 FBC는 크게 증가하는 추세이며, 그 값도 상대적으로 크게 나타난다. 대구와 대전의 FBC는 상대적으로 적지만 소폭 증가하는 추세를 보이고 있으며, 서울, 광주, 경남의 FBC는 대체로 정체되어 있다. 또한 충북, 경기 및 인천의 FBC는 최근 들어 감소하는 추세를 나타낸다. 따라서 출산지원예산을 반영하는 두 변수의 추이, 즉 [그림 2]와 [그림 3]은 다소 유사한 변화의 패턴을 제시한다.<sup>9)</sup>

9) 사실상 출산지원예산을 반영하는 두 변수 간의 상관계수는 약 0.80으로 높은 밀접도를 나타낸다(<표 2> 참고).



### Ⅲ. 자료 및 분석방법

본 연구는 16개 광역자치단체를 대상으로 2009~2016년의 패널자료를 이용해 광역자치단체의 출산지원예산이 출산율 결정에 미치는 영향을 분석한다. 즉 실증분석은 “총 세출 대비 출산지원예산 비율”(FBR)과 “출생아 1인당 출산지원예산”(FBC)이 합계출산율(TFR)에 미치는 영향을 파악한다. 또한 실증모형은 출산율에 직·간접적으로 영향을 미칠 것으로 예상되는 다양한 설명변수들이 함께 고려한다. 즉 FBR과 FBC를 제외한 설명변수로는 영아사망률(이후 IMR), 혼인율(이후 MAR), 여성고용의 대리변수로서 여성의 경제활동참가율(이후 FLP), 소득을 반영하는 변수로서 실질임금(이후 RW), 실질주택가격 상승률(이후 HPV) 및 실업률(이후 UEM)이 사용된다.

이상의 설명변수들에 대한 구체적인 설명은 다음과 같다. 먼저 영아사망률(IMR)은 “해당연도 1년 동안의 총출생아 수 대비 출생 후 1년 이내에 사망한 영아 수의 비율”로서 통상 1,000분비로 나타내며, 혼인율(MAR)은 “1,000명당 혼인 건수(건)”로 측정한다. 여성의 고용을 반영하는 여성의 경제활동참가율(FLP)은 “15~64세 전체 여성인구 대비 경제활동참가 비율(%)”을 의미한다. 비록 FLP가 여성의 고용을 정확히 반영할 수 없지만, 지역별 여성의 고용과 관련된 시계열 자료를 확보하는 데 어려움이 있기 때문에 본 연구에서는 FLP를 여성의 고용을 반영하는 대리변수로 사용한다. 실질임금(RW)은 고용노동부 ‘사업체노동력조사’에서 제공하는 “5인 이상 사업체의 지역별 상용근로자 기준 월평균 급여액(원)”을 이용하며, 본 연구에서는 통계청에서 제공하는 소비자물가지수를 이용해 실질화한 값을 사용한다.<sup>10)</sup>

한편 김민영과 황진영(2016)은 우리나라의 주택가격과 사교육비는 과도하게 높은 수준이며, 이는 가계에 부담으로 작용해 결혼과 출산을 기피하거나 연기하게 하는 중요한 요인이라고 제시하였다. 따라서 본 연구에서는 주택가격을 반영하기 위해 실질주택가격 상승률(HPV)을 설명변수로 사용한다.<sup>11)</sup> 구체적으로 HPV는 한국감정원에서 ‘전국주택가격동향조사’를 통해 제공하는 아파트 실거래가격지수를 통계청에서 제공하는 소비자

10) 이상의 설명변수들이 출산율 결정에 영향을 미칠 수 있다는 사실은 본 연구의 제 I 장 머리말에서 언급한 다양한 선행연구에서 검토되었다.

11) 실질주택가격 상승률과 함께 실질주택가격의 수준변수를 사용한 추정을 시도하였지만, 다중공선성(multicollinearity) 문제로 인해 실증분석 결과의 왜곡이 생겨나 실질주택가격 상승률만 사용함을 밝혀둔다. 왜냐하면 실질주택가격은 다른 설명변수들과의 상관관계가 매우 높게 나타나기 때문이다.

물가지수로 나눈 후 전년대비 증가율로 계산된다. 또한 전술한 바와 같이 여성의 출산은 경제내의 불안정성이나 노동시장의 불확실성 등에 의해 영향을 받을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 노동시장의 불확실성을 통제하기 위해 실업률(UEM)을 사용한다. 자료의 출처를 특별히 언급하지 않은 변수들은 통계청 국가통계포털에서 제공하는 자료이다. <표 1>과 <표 2>는 본 연구에서 사용하는 변수들에 대한 기초통계량과 변수들 간의 상관계수를 나타낸다.

표 1. 변수들의 설명과 기초통계량

변수	설명	평균	중위수	최대값	최소값	표준편차
TFR	합계출산율(명)	1.30	1.31	1.64	0.94	0.16
IMR	유아사망률(1,000분비)	3.16	3.09	5.74	1.88	0.65
MAR	혼인율(1,000분비)	13.89	13.80	16.80	10.30	1.49
FLP	여성 경제활동참가율(%)	50.59	50.25	63.40	40.80	3.70
log(RW)	log(실질임금(원))	14.78	14.77	15.02	14.57	0.09
FBR	총세출 대비 출산지원예산 비율(%)	0.96	0.58	3.45	0.00	0.82
log(FBC)	log(출생아 1인당 출산지원예산(원))	1.11	1.08	3.12	-3.63	1.89
HPV	실질주택가격 상승률(%)	1.83	0.75	20.45	-8.94	5.42
UEM	실업률(%)	3.09	3.00	5.10	1.60	0.88

주. 관측치의 수 = 8년(2009년~2016년) × 16개 시도(16개 광역자치단체) = 128개임.

표 2. 변수들 간의 상관계수

변수	TFR	IMR	MAR	FLP	log(RW)	FBR	log(FBC)	HPV	UEM
IMR	-0.10 (-1.12)	1							
MAR	-0.07 (-0.77)	-0.23 (-2.67)	1						
FLP	0.25 (2.84)	-0.07 (-0.77)	-0.10 (-1.16)	1					
log(RW)	-0.15 (-1.69)	-0.48 (-6.23)	0.15 (1.73)	-0.17 (-1.97)	1				
FBR	0.19 (-1.69)	-0.26 (-3.04)	0.04 (0.47)	0.05 (0.59)	0.20 (2.30)	1			
log(FBC)	0.14 (1.55)	-0.17 (-1.97)	-0.16 (-1.85)	0.15 (1.67)	0.13 (1.52)	0.80 (15.11)	1		
HPV	0.15 (1.74)	0.12 (1.38)	-0.02 (-0.26)	0.04 (0.41)	-0.26 (-3.00)	-0.02 (-0.27)	-0.05 (-0.56)	1	
UEM	-0.73 (-11.89)	-0.03 (-0.29)	0.20 (2.35)	-0.22 (-2.52)	0.38 (4.57)	-0.06 (-0.70)	-0.05 (-0.54)	-0.25 (-2.94)	1

주: 1) 변수의 설명은 <표 1>을 참고하기 바람.  
 2) 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미함.

이상의 논의와 자료를 바탕으로 광역자치단체의 출산지원예산이 합계출산율에 미치는 영향을 파악하기 위한 기본적인 추정방정식은 다음과 같은 선형함수를 가정한다.

$$TFR_{it} = \beta_0 + \beta_1 IMR_{it} + \beta_2 MAR_{it} + \beta_3 FLP_{it} + \beta_4 \log(RW)_{it} + \beta_5 IFB_{it} + \beta_6 HPV_{it} + \beta_7 UEM_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식(1)에서 하첨자  $i$ 는 지역;  $t$ 는 연도;  $\beta_0$ 는 상수항;  $\beta_j$  ( $j = 1, \dots, 7$ )는 추정된 설명 변수들의 계수 값;  $IFB = [FBR, \log(FBC)]$ 는 광역자치단체의 출산지원예산을 반영하는 변수;  $\epsilon$ 은 오차항을 의미한다. 식(1)의 추정방법은 일반적인 패널분석 방법인 고정효과 모형(fixed effects model, 이후 FEM)과 랜덤효과 모형(random effects model, 이후 REM)을 사용하며, 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성(heteroscedasticity)을 고려하기 위해 White(1980)의 방법을 이용한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용해 계산

한다.<sup>12)</sup> 이때 하우스만 검정(Hausman test)을 이용해 FEM과 REM 중에서 통계적으로 적합한 모형을 선정한다. 이와 같은 패널분석을 위한 추정방정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$TFR_{it} = \beta_o + \beta_1 IMR_{it} + \beta_2 MAR_{it} + \beta_3 FLP_{it} + \beta_4 \log(RW)_{it} \quad (2)$$

$$+ \beta_5 IFB_{it} + \beta_6 HPV_{it} + \beta_7 UEM_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it}$$

식(2)에서  $\mu$ 와  $\delta$ 는 각각 관측되지 않는 광역자치단체의 지역별 효과와 연도별 효과를 나타내며, 나머지 표기는 식(1)의 경우와 동일하다.

한편 이미 언급한 바와 같이 광역자치단체의 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향은 ‘시(市)와 ‘도(道)에서 차이가 생겨날 수 있다. 즉 ‘시와 ‘도 간의 경제사회적 여건이 상이하다는 사실을 고려할 때 출산지원예산의 효과도 상이하게 나타날 수 있다. 따라서 본 연구는 ‘시와 ‘도의 차이를 보다 면밀히 검토하기 위해 ‘시와 ‘도의 더미변수를 이용해 식(2)의 IFB와 더미변수 간의 교차항을 포함한 다음의 식(3)과 같은 분석을 시도한다.

$$TFR_{it} = \beta_o + \beta_1 IMR_{it} + \beta_2 MAR_{it} + \beta_3 FLP_{it} + \beta_4 \log(RW)_{it} \quad (3)$$

$$+ \beta_5 IFB_{it} \times DDcity + \beta_6 IFB_{it} \times DDdo + \beta_7 HPV_{it} + \beta_8 UEM_{it}$$

$$+ \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it}$$

식(3)에서  $\beta_j$  ( $j = 1, \dots, 8$ )는 추정된 설명변수들의 계수 값;  $DDcity$ 와  $DDdo$ 는 각각 ‘시와 ‘도의 더미변수이며,  $IFB \times DDcity$ 와  $IFB \times DDdo$ 는 각각 IFB와 ‘시 더미변수 간의 교차항과 IFB와 ‘도 더미변수 간의 교차항을 의미한다. 식(3)의 나머지 표기는 식(1) 혹은 식(2)의 경우와 동일하다.

---

12) 추정방법과 관련된 구체적인 내용은 White(1980), Wooldridge(2000) 등을 참고할 수 있다.

## IV. 실증분석 결과

본 연구의 실증분석은 우리나라 16개 광역자치단체의 패널자료를 이용해 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향을 분석한다. 구체적으로 본 연구의 실증분석 모형은 이론적·실증적 선행연구의 출산율 결정 모형에 기초해 기본적인 추정방정식을 설정하고, 광역자치단체의 출산지원예산을 반영하는 설명변수를 추가해 구성된다. 또한 본 연구는 Wooldridge(2010)가 제시한 바와 같이 하우스만 검정 결과가 고정효과 모형 혹은 랜덤효과 모형이 적절하다고 판정할지라도 내생성 문제가 예상되거나 적어도 내생성 문제가 없다고 단정 지을 수 없기 때문에 고정효과 모형과 랜덤효과 모형의 결과를 함께 제시한다.

먼저 출산율 결정의 기본변수와 광역자치단체의 출산지원예산이 합계출산율에 미치는 영향을 추정한 결과는 <표 3>에 요약되어 있다. <표 3>의 모형(A)는 기본모형으로서 유아사망률(IMR), 혼인율(MAR), 여성의 경제활동참가율(FLP) 및 실질임금(RW)이 설명변수로 사용되고, 모형(B)와 (D)는 기본모형에 광역자치단체의 출산지원예산, 즉 총세출 대비 출산지원예산 비율(FBR)과 출생아 1인당 출산지원예산(FBC)을 고려한다. 모형(C)와 (E)는 모형(B)와 (D)에서 고려한 변수 이외에 출산에 영향을 미칠 것으로 예상되는 실질주택가격 상승률과 실업률을 통제한 모형이다. 이와 같이 동일한 종속변수에 대해 다양한 모형을 사용하는 이유는 일반적인 회귀분석에서 흔히 나타나는 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 어떻게 작용하는지 검토하기 위해서이다.

한편 하우스만 검정 결과, 모형(A), (B), (D)는 식(2)의 관측되지 않는 지역효과가 설명변수들과 상관관계를 갖지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못함으로써 랜덤효과 모형(REM)이 적절하다고 선택된 반면, 모형(C)와 (E)는 이상의 귀무가설을 기각함으로써 고정효과 모형(FEM)이 적절할 수 있다.<sup>13)</sup> 그러나 우리는 <표 3>의 FEM과 REM 추정 결과가 모형의 선택에 관계없이 추정계수의 크기나 통계적 유의성에서 큰 차이를 나타내지 않는다는 사실을 확인할 수 있다. 또한 출산지원예산의 변수로서 모형(B)와 (C)는 FBR을, 모형(D)와 (E)는 FBC를 이용한 추정결과이다.

<표 3>의 추정결과를 살펴보면, 광역자치단체의 출산지원예산, 즉 FBR와 FBC 추정계수는 각각 모형(B)와 (C)에서 양(+)의 값과 모형(D)와 (E)에서 음(-)의 값으로 관측된

13) 이후 <표 3>과 <표 4>에서 하우스만 검정 결과에 의한 적합한 모형은 음영색으로 표시한다.

다. 그러나 모든 FBR와 FBC 추정계수의 통계적 유의성은 전통적인 유의수준에서 유의하지 않은 것으로 나타난다. 다시 말해 16개 광역자치단체의 자료를 이용한 추정결과는 출산지원예산이 출산율 상승에 기여하지 못한 것으로 판단된다. 따라서 우리는 <표 3>의 결과를 통해 광역자치단체의 평균적인 출산지원 사업추진이 출산율 제고에 미치는 영향은 미미하거나 불명확하다고 해석할 수 있다.<sup>14)</sup>

또한 이상의 추정결과는 두 가지 시사점을 제공한다. 첫째, 현재까지 추진된 광역자치단체들의 출산율 제고 정책들이 과연 어떤 성과를 나타냈는지 면밀한 재검토가 요구된다. 혹은 우리는 이상의 결과를 통해 우리나라의 출산율 제고를 위한 공공정책이 주로 중앙정부에 의해 진행되어 왔으며, 광역자치단체의 공공정책은 보조적인 역할에 불과하였다고 판단할 수 있다. 둘째, <표 3>은 16개 광역자치단체 전체의 평균값을 사용한, 즉 경제사회적 특성이 상이한 '시'와 '도'를 구분하지 않은 상태에서 얻은 추정결과이다. 따라서 '시'와 '도'에 차이에 의해 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향은 상이하게 나타날 수 있으며, 이는 더미변수를 사용한 <표 4>의 결과에서 확인할 수 있다.

한편 출산지원을 반영하는 변수를 제외한 설명변수들의 추정결과는 다음과 같다. 먼저 유아사망률(IMR) 추정계수는 모형의 선택에 관계없이 양(+)<sup>15)</sup>의 값으로 나타나지만 통계적 유의성은 크게 관측되지 않는다. 즉 우리나라의 유아사망률은 지역별로 큰 차이가 없으며, 출산율 간의 관계도 불명확하다.<sup>15)</sup> 혼인율(MAR)은 모형의 선택에 관계없이 합계출산율에 통계적으로 매우 유의한 양(+)<sup>15)</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이는 젊은이들이 다양한 이유로 결혼을 기피하거나 지연시켜 혼인율이 감소한다면, 출산의 기회가 줄어들기 때문에 출산율 감소로 이어질 수 있다는 일반적 사실을 반영하는 결과이다.

---

14) 이상의 추정결과는 조병구 등(2007)과 매우 유사하다.

15) 이는 다양한 경제발전 단계의 국가를 고려해 유아사망률이 출산율 결정에 통계적으로 유의한 양(+)<sup>15)</sup>의 영향을 미친다는 Becker et al.(1999), Cigno(1998), Sah(1991) 등과는 상이한 결과이다.

표 3. 생산지원예산과 생산물 간의 추정결과

종속변수: 합계출산율(TFR)

구 분	총세출 대비 생산지원예산 비율						출생아 1인당 생산지원예산					
	모형(A)		모형(B)		모형(C)		모형(D)		모형(E)		모형(F)	
	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM
상수항	6.392*** (3.26)	6.761*** (4.06)	6.380*** (3.26)	6.717*** (4.06)	7.063*** (3.60)	7.549*** (4.97)	6.810*** (3.48)	7.094*** (4.27)	7.243*** (3.70)	7.600*** (5.06)		
유아사망률	0.007 (1.49)	0.007 (1.64)	0.007 (1.46)	0.007 (1.58)	0.007 (1.30)	0.006 (1.33)	0.008 (1.51)	0.007 (1.42)	0.007 (1.34)	0.006 (1.39)		
혼인율	0.030*** (3.37)	0.028*** (2.88)	0.029*** (3.03)	0.0262 (2.60)	0.030*** (3.07)	0.026** (2.56)	0.032*** (3.42)	0.029*** (2.61)	0.032*** (3.44)	0.028*** (2.91)		
여성 경제활동참가율	-0.006*** (-2.92)	-0.005** (-2.60)	-0.006** (-2.56)	-0.005** (-2.24)	-0.005** (-2.26)	-0.004* (-1.68)	-0.007*** (-3.08)	-0.006*** (-2.76)	-0.006** (-2.16)	-0.005* (-1.98)		
실질임금	-0.354*** (-2.66)	-0.379*** (-3.36)	-0.354*** (-2.66)	-0.378*** (-3.35)	-0.399*** (-2.99)	-0.431*** (-4.15)	-0.381*** (-2.86)	-0.400*** (-3.63)	-0.410*** (-3.08)	-0.434*** (-4.23)		
<b>생산지원예산</b>			0.001 (0.28)	0.002 (0.55)	0.001 (0.32)	0.003 (0.71)	-0.003 (-1.15)	-0.003 (-0.96)	-0.002 (-0.57)	-0.000 (-0.07)		
주택가격상승률					-0.000 (-0.16)	-0.000 (-0.44)			-0.000 (-0.13)	-0.000 (-0.37)		
실업률					-0.016** (-2.22)	-0.022*** (-3.15)			-0.015** (-2.04)	-0.021*** (-2.96)		
R <sup>2</sup>	0.98	0.83	0.98	0.83	0.98	0.83	0.98	0.83	0.98	0.83		
하위스판 검정( $\chi^2$ ) p-값	7.24 0.12]		7.72 0.17]		21.76*** 0.00]		7.68 0.17]		17.84** 0.01]			
관측치 수	128	128	128	128	128	128	128	128	128	128		

주: 1) 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미하며, 이분산성을 고려한 White의 방법을 이용한 분산-공분산 행렬을 이용해 계산함.

2) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

또한 여성의 경제활동참가율(FLP) 추정계수는 모형의 선택에 관계없이 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 관측된다.<sup>16)</sup> 예를 들어 FLP가 표준편차(3.70, <표 1> 참고)의 크기 만큼 증가한다면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 TFR은 평균적으로 매년 약 0.0185~0.0222%포인트만큼 감소한다. 실질임금(RW)도 모든 모형에서 TFR에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정된다. 이는 임금이 상승함에 따라 자녀를 더 소유하려는 소득효과에 비해 자녀 양육에 따른 기회비용이 증가함으로써 자녀의 가격이 점차 상승하기 때문에 자녀를 덜 소유하려는 대체효과가 더 크게 나타난다는 사실을 반영한다(Galor & Weil, 1996; Weil, 2009). 한편 실질주택가격 상승률(HPV)과 실업률(UEM)은 모두 TFR에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나지만, HPV 추정계수는 통계적으로는 유의하지 않으며 UEM 추정계수는 통계적으로 유의하다.<sup>17)</sup>

광역자치단체의 7개 '시'와 9개 '도'의 경제사회적 차이를 고려해 시와 도의 더미변수를 고려한 추정결과는 <표 4>에 요약되어 있다. <표 4>의 모형(A)와 (C)는 식(1)의 기본모형에 출산지원예산 변수와 '시'와 '도'의 더미변수 간의 교차항을 포함한 추정결과이고, 모형(B)와 (D)는 모형(A)와 (C)에 HPV와 UEM을 통제한 식(3)의 추정모형을 사용한 결과이다. <표 4>의 결과는 <표 3>의 경우와는 달리 상당히 흥미로운 사실을 제시한다. 즉 출산지원예산을 반영하는 변수는 모형의 선택에 관계없이 TFR에 대해 '시'는 상대적으로 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 반면, '도'는 상대적으로 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정된다. 예를 들어 모형(A)에서 출산지원예산이 1단위 증가할 때 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 '시'의 TFR은 '도'의 비해 평균적으로 매년 약 0.013~0.014단위만큼 증가하고, '도'의 TFR은 '시'에 비해 평균적으로 매년 약 0.009~0.010단위만큼 감소한다.

다시 말해 이상의 결과는 총세출 대비 출산지원예산 비율 혹은 출생아 1인당 출산지원예산이 증가할수록 7개 '시'에서는 9개 '도'에 비해 출산율이 증가하는 반면, 9개 '도'에

16) 이는 여성의 고용이 증대되고 임금수준이 향상될수록 자녀 양육에 대한 기회비용이 상승하기 때문에 자연스럽게 출산율이 감소하게 된다는 일련의 선행연구(Becker, 1991; Galor & Weil, 1996; Lehrer & Nerlove, 1986; Mahdavi, 1990; Weil, 2009) 결과와 일치한다. 그러나 여성의 경제활동참가(혹은 고용) 증가와 출산율 감소 간에는 상호 영향을 주고받는 내생성(endogeneity)이 성립할 수 있으며, 이와 관련된 선행연구 결과의 요약은 황진영(2016)에 나타나 있다.

17) 특히 UEM이 TFR에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미친다는 추정결과는 노동시장의 불안정성이 증가할수록 출산율이 감소한다는 일련의 선행연구(황진영, 2013; Blossfeld et al., 2005; Morgan & Rindfuss, 1999)와 부합한다.



서는 7개 '시'에 비해 출산율이 감소한다는 사실을 의미한다. 이는 광역자치단체의 출산 지원 사업이 인구밀도가 높은 도시지역에서 상대적으로 큰 효과를 나타내는 반면, 인구 밀도가 낮고 인구구조의 고령화가 심각한 농산어촌 지역에서는 출산지원 사업과는 상관 없이 출산율이 하락하고 있음을 보여준다. 즉 동일한 예산의 사업일지라도 인구밀도가 높고 정보의 확산이 빠른 지역에서의 공공정책은 규모의 경제를 시현함으로써 유효성이 증가할 수 있다. 따라서 출산율 제고를 위한 공공정책은 지역의 경제사회적 특성을 고려한 지역별 차별화가 요구된다. 또한 우리는 인구밀도가 낮은 농산어촌 지역이 도시지역과 유사한 효과를 나타내기 위해서는 상대적으로 더 많은 예산이 요구된다는 사실을 인지할 수 있다. 한편 <표 4>의 유아사망률, 혼인율, 여성의 경제활동참가율 및 실질임금 추정계수는 <표 3>의 결과와 유사하게 관측된다.

표 4. 시·도 더미변수를 이용한 추정결과

종속변수: 합계출산율(TFR)

구 분	총세출 대비 출산지원예산 비율				출생아 1인당 출산지원예산			
	모형(A)		모형(B)		모형(C)		모형(D)	
	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM
상수항	5.411*** (3.51)	5.913*** (4.22)	5.681*** (3.40)	6.613*** (4.57)	6.355*** (4.01)	6.692*** (5.03)	6.337*** (3.80)	6.940*** (5.07)
유아사망률	0.006 (1.38)	0.006 (1.48)	0.006 (1.27)	0.006 (1.32)	0.005 (1.21)	0.005 (1.28)	0.005 (1.16)	0.005 (1.20)
혼인율	0.028*** (3.16)	0.025*** (2.63)	0.029*** (3.25)	0.025*** (2.64)	0.025*** (2.92)	0.022** (2.48)	0.026*** (2.95)	0.023** (2.56)
여성경제활동 참가율	-0.004** (-2.05)	-0.004* (-1.68)	-0.004** (-2.02)	-0.003 (-1.49)	-0.005** (-2.48)	-0.004** (-2.09)	-0.005** (-2.42)	-0.004* (-1.87)
실질임금	-0.291*** (-2.79)	-0.325*** (-3.44)	-0.308*** (-2.72)	-0.371*** (-3.78)	-0.349** (-3.26)	-0.372*** (-4.14)	-0.348*** (-3.07)	-0.389*** (-4.18)
출산지원예산x '시' 더미변수	0.013** (2.61)	0.014*** (2.74)	0.012** (2.28)	0.012** (2.10)	0.011** (2.55)	0.011*** (2.68)	0.011** (2.43)	0.011** (2.33)
출산지원예산x '도' 더미변수	-0.010** (-2.58)	-0.009** (-2.21)	-0.009** (-2.23)	-0.006 (-1.38)	-0.007*** (-2.84)	-0.006** (-2.62)	-0.007** (-2.46)	-0.005* (-1.67)
주택가격상승률			0.000 (0.36)	-0.000 (-0.035)			0.000 (0.31)	-0.000 (-0.00)
실업률			-0.007 (-0.86)	-0.013 (-1.84)			-0.002 (-0.21)	-0.009 (-1.14)
R <sup>2</sup>	0.99	0.85	0.99	0.84	0.99	0.85	0.98	0.85

구 분	총세출 대비 출산지원예산 비율				출생아 1인당 출산지원예산			
	모형(A)		모형(B)		모형(C)		모형(D)	
	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM
하우스만 검정 ( $\chi^2$ ) [p-값]	13.22** [0.04]		21.76*** [0.00]		15.91** [0.01]		20.79*** [0.00]	
관측치 수	128		128		128		128	

주: 1) 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미하며, 이분산성을 고려한 White의 방법을 이용한 분산-공분산 행렬을 이용해 계산함.

2) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

## V. 맺음말

본 연구는 2009~2016년의 우리나라 16개 광역자치단체로 구성된 패널자료 이용해 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 구체적으로 추정모형은 선행연구에서 제시한 출산율 결정모형에 광역자치단체의 출산지원예산을 반영하는 변수를 추가적으로 고려하였으며, 우리나라 현실을 고려한 실질주택가격 상승률과 실업률을 통제함으로써 보다 면밀한 분석을 시도하였다. 또한 ‘시(市)’와 ‘도(道)’ 간의 경제사회적 차이가 추정결과에 영향을 미칠 수 있기 때문에 광역자치단체의 출산지원예산 변수와 ‘시’와 ‘도’의 터미변수 간의 교차항을 고려한 추가적인 분석을 수행하였다. 즉 본 연구는 광역자치단체가 출산율 제고를 위해 추진하고 있는 공공정책의 유효성을 지방정부들 간에 존재하는 상호연관성, 시·도 간의 특징 등을 고려하였다는 측면에서 선행연구와는 차별화된다.

실증분석 결과는 흥미롭게 관측되었다. 16개 광역자치단체의 출산지원예산은 합계출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 관측되었다. 그러나 7개 ‘시’의 출산지원예산은 출산율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친 반면, 9개 ‘도’의 출산지원예산은 출산율에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 이상의 결과는 출산율 제고를 위한 광역자치단체의 공공정책이 ‘시’에서는 ‘도’에 비해 유의한 효과를 나타내는 반면, ‘도’에서는 ‘시’에 비해 현재의 공공정책의 실효성이 없음을 의미한다. 즉 ‘시’는 ‘도’에 비해 인구밀도가 높고 정보의 확산이 빠르므로 공공정책을 실행하

는 데 따른 규모의 경제 시현이 가능해진다. 따라서 각각의 광역자치단체는 출산율 제고를 위해 경제사회적 특성을 고려해 다른 지역과는 차별화된 공공정책의 수립이 요구된다. 한편 혼인율, 여성의 경제활동참가율, 실질임금 및 실업률은 선행연구의 결과와 마찬가지로 출산율 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 그러나 우리나라 지역에서는 유아사망률과 실질주택가격 상승률이 출산율에 미치는 영향은 불명확하게 나타났다.

이상의 의미있는 분석결과와 시사점에도 불구하고, 본 연구는 자료의 가용성으로 인해 분석기간이 짧다는 문제점이 있다. 왜냐하면 출산율은 사회적 현상으로 대체로 장기적인 관점에서 변화하기 때문이다. 또한 광역자치단체와 기초자치단체의 출산지원 사업은 매우 다양함에도 불구하고, 본 연구는 지역별·사업별 자료 수집의 한계로 인해 사업별 성격이나 특징에 따라 출산율에 상이하게 미칠 수 있는 영향을 분석하지 못했고, 기초자치단체에 대해서도 분석하지 못 하였다. 즉 어떤 출산지원 사업이 출산율 제고에 더 효과적인지, 중앙·광역·기초 중 어느 단위의 정책 추진이 효과적인지 등에 대한 분석은 향후 좋은 연구과제이다. 마지막으로 본 연구에는 출산율 제고를 위한 중앙정부의 공공정책 효과를 통제하지 못함으로써 광역자치단체가 시행하는 공공정책의 유효성이 과대평가 혹은 과소평가되었을 개연성이 존재한다. 또한 광역자치단체가 정책을 실행하는 과정에서 나타나는 실행시차와 그 효과가 나타나기까지 어느 정도 시간이 소요되는 파급시차를 고려하지 못했다. 따라서 출산율 제고를 위한 중앙정부와 지방정부 혹은 지방정부 간의 협력과 조정이 어떻게 그리고 얼마나 효과적인지, 실행시차와 파급시차는 어느 정도 소요되는지 등을 검토하는 연구도 반드시 수행되어야 한다.

이종하는 고려대학교에서 경제학 석·박사학위를 받았으며, 현재 조선대학교 무역학과에서 조교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 거시경제정책, 출산율, 동남아 지역 등이며, 현재 출산율 제고 정책의 유효성, 재정정책과 경제성장 간의 비대칭적 효과 등을 연구하고 있다

(E-mail: jhlee.eco@gmail.com)

황진영은 미국 Vanderbilt University에서 경제학박사 학위를 받았으며, 현재 한남대학교 경제학과에서 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 경제·사회적 정책, 인구구조, 불평등 등의 정치경제학 관련 주제들이며, 현재 다수의 재정정책과 관련된 연구들을 진행 중에 있다.

(E-mail: jyh17@hnu.kr)

## 참고문헌

---

- 고용노동부. (각년도). 사업체노동력조사. <http://laborstat.moel.go.kr>에서 2017.11.10. 인출.
- 김민영, 황진영. (2016). 주택가격과 출산의 시기와 수준: 우리나라 16개 시도의 실증분석. *보건사회연구*, 36(1), pp.118-142.
- 김진일, 박경훈. (2017). 고령화에 대응한 인구대책: OECD사례를 중심으로, BOK 경제연구, 2017-22.
- 김현숙, 류덕현, 민희철. (2006). 장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산율 결정 요인에 대한 경제학적 분석. 서울: 한국조세연구원.
- 서미숙. (2013). 주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구. *여성경제연구*, 10(1), pp.63-79.
- 이종하, 황진영. (2011). 동아시아 국가에서 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 상호관연성. *보건사회연구*, 31(1), pp.3-26.
- 저출산고령사회위원회. (2009~2016). 저출산고령사회기본계획. 연도별 지방자치단체 시행 계획. <https://www.betterfuture.go.kr>에서 2017.8.21. 인출.
- 조병구, 조윤영, 김정호. (2007). 출산지원정책의 타당성 및 지원효과 분석. 서울: 한국개발연구원.
- 조윤영. (2006). 기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형. 서울: 한국개발연구원.
- 최상준, 이명석. (2011). 지방자치단체 저출산 정책의 효과: 광역자치단체 출산·양육 사업을 중심으로. *정책분석평가학회보*, 23(1), pp.93-114.
- 최은하. (2017). 출산장려금정책의 효과에 관한 연구. 석사학위논문, 서울대학교.
- 통계청. (각년도). 국가통계포털. <http://www.kosis.kr>에서 2017.11.12. 인출.
- 한국감정원. (각년도). 전국주택가격동향조사. <http://www.kab.co.kr>에서 2017.11.13. 인출.
- 행정안전부. (각년도). 지방재정365. <http://lofin.mois.go.kr>에서 2017.11.13. 인출.
- 황진영, 이종하. (2012). 한국에서 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 상호관연성: 16개 시도의 패널자료를 이용한 실증분석. *경제연구*, 30(3), pp.19-43.
- 황진영. (2013a). 여성의 경제활동참가, 노동시장의 불안정성 및 합계출산율: 국가 간 실

- 증분식. 재정정책논집, 15(1), pp.81-105.
- 황진영. (2013b). 여성의 경제활동참가율 출산의 시기 및 수준에 영향을 미쳤는가?: 국가 간 실증분석. 보건사회연구, 33(3), pp.5-28.
- 황진영. (2016). 경제성장의 정치경제학 (제3판), 서울: 도서출판 학림.
- 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. (1960). An Economic Analysis of Fertility. In George B. R. (eds.). *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. (pp.209-240). Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1991). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker, G. S., Glaeser, E. L. & Murphy, K. M. (1999). Population and Economic Growth. *American Economic Review*, 89, pp.145-149.
- Bhaumik, S. K. & Nugent, J. B. (2005), *Does Economic Uncertainty Affect the Decision to Bear Children? Evidence from East and West Germany*. IZA Discussion Paper No. 1746.
- Bloom, D. E., Canning, D. Fink, G., & Finlay, J. E. (2009). Fertility, Female Labor Force Participation, and the Demographic Dividend. *Journal of Economic Growth*, 14, pp.79-101.
- Blossfeld, H. P., Klijzing, E., Mills, M. & Kurz, K. (2005). *Globalization, Uncertainty and Youth in Society* (eds.). London: Routledge.
- Brewster, K. L. & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations. *Annual Review of Sociology*, 26, pp.271-296.
- Cigno, A. (1992). Children and Pensions. *Journal of Population Economics*, 5, pp.175-183.
- Cigno, A. (1998). Fertility Decisions When Infant Survival Is Endogenous. *Journal of Population Economics*, 11, pp.21-28.
- Detting, L. J. & Kearney, M. S. (2014). House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby. *Journal of Public*

*Economics*, 110, pp.82-100.

- Easterlin, R. A. (1968). *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: The American Experience*, New York: Columbia University Press.
- Galor, O. & Weil, D. N. (1996). The Gender Gap, Fertility, and Growth. *American Economic Review*, 86, pp.374-378.
- Gauthier, A. H. (2007). The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialized Countries: A Review of the Literature. *Population Research and Policy Review*, 26, pp.323-346.
- 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.
- Hondroyannis, G. (2010). Fertility Determinants and Economic Uncertainty: An Assessment Using European Panel Data. *Journal of Family and Economic Issues*, 31, pp.33-50.
- Hwang, J. & Lee, J. H. (2014). Women's Education and the Timing and Level of Fertility. *International Journal of Social Economics*, 41, pp.862-874.
- 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. & Hwang, J. (2012). Panel SVAR Model of Women'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.
- Leibenstein, H. (1975). The Economic Theory of Fertility Decline. *Quarterly Journal of Economics*, 89, pp.1-31.

- Lovenheim, M. F. & Mumford, K. J. (2011). Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market. *Review of Economics and Statistics*, 95, pp.464-475.
- Luci, A. & Thévenon, O. (2013). The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries. *European Journal of Population*, 29, pp.387-416.
- Mahdavi, S. (1990). A Simultaneous-Equations Model of Cross-National Differentials in Fertility Labor Force Participation Rates. *Journal of Economic Studies*, 17, pp.32-49.
- Morgan, P. S. & Rindfuss, R. R. (1999). Reexamining the Link of Early Childbearing to Marriage and Subsequent Fertility. *Demography*, 36, pp.59-75.
- Rønsen, M. (2004). Fertility and Public Policies - Evidence from Norway and Finland. *Demographic Research*, 10, pp.143-170.
- Sah, R. K. (1991). The Effect of Child Mortality Changes on Fertility Choice and Parental Welfare. *Journal of Political Economy*, 99, pp.582-606.
- Sobotka, T. (2004). Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing?. *Population and Development Review*, 30, pp.195-220.
- Takayama, N. & Werding, M. (2011). *Fertility and Public Policy: How to Reverse the Trend of Declining Birth Rates*. 2011 CESifo Seminar Series, Cambridge, MA: MIT Press.
- 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.
- Weil, D. (2009). *Economic Growth* (2nd Edition). Boston, MA; Addison Wesley.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, pp.817-838.
- Whittington, L. A., Alm, J. & Peters, E. H. (1990). Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalist Policy in the United States. *American Economic Review*, 80, pp.545-556.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd Edition). Cambridge, MA: MIT Press.

## 부록

부표 1. 2016년 광역자치단체별 저출산 관련 공동사업과 자체사업 예산 비교

구 분	저출산 예 산	공동예산			자 체 예 산 (지방비)	총세출 대 비 저출산 자체예산 (%)	출생아 1인당 저출산 자체예산
		국 비	지방비				
합 계	12,096,945	9,315,637	5,126,493	4,189,144	2,781,308	-	-
서울	2,343,635	2,143,131	645,409	1,497,722	200,504	0.5	2.7
부산	817,761	452,242	345,931	106,311	365,519	2.5	14.7
대구	143,589	38,868	25,527	13,341	104,721	1.0	5.7
인천	543,691	498,065	400,388	97,677	45,626	0.4	1.9
광주	378,571	324,012	230,853	93,159	54,559	0.9	4.7
대전	414,068	362,330	206,458	155,872	51,738	0.9	4.2
울산	234,516	60,111	46,320	13,791	174,405	3.5	16.0
세종	56,018	2,898	1,892	1,006	53,120	4.8	16.1
경기	2,571,355	2,380,762	1,397,643	983,119	190,593	0.4	1.8
강원	431,024	383,358	211,457	171,901	47,666	0.4	4.7
충북	454,072	323,248	197,638	125,610	130,824	1.3	10.3
충남	587,453	295,345	190,039	105,306	292,108	2.1	16.9
전북	659,060	464,234	252,350	211,884	194,826	1.5	15.3
전남	1,014,220	725,220	449,150	276,070	289,000	1.8	20.7
경북	637,639	245,026	165,794	79,232	392,613	1.9	19.0
경남	459,423	390,577	246,822	143,755	68,846	0.4	2.5
제주	350,850	226,210	112,822	113,388	124,640	3.0	22.7

자료: 저출산고령사회위원회, 2016년 저출산고령사회기본계획.



# The Effectiveness of Childbirth Support Policy in 16 Metropolitan Governments

**Lee, Jong Ha**

(Chosun University)

**Hwang, Jinyoung**

(Hannam University)

---

This study empirically analyzes the effectiveness of public policy to increase fertility rate in Korea, using data on 16 metropolitan governments over the period 2009-2016. In order to reflect the public policies of childbirth support in 16 metropolitan governments, we use 2 measures: “the ratio of childbirth support budget to total expenditure” and “childbirth support budget per birth.” As a result of the empirical analysis, the estimated coefficients of childbirth support budget in 16 metropolitan governments show statistically insignificant impact on total fertility rate. However, using the dummy variables of 7 cities and 9 provinces, the estimation results which account for the economic and social characteristics of cities and provinces are interesting. In other words, the estimated coefficients of childbirth support budget in 7 cities have relatively positive and statistically significant impacts on the fertility rate, while the estimated coefficients of childbirth support budget in 9 provinces have relatively negative and statistically significant impacts on the fertility rate. These results suggest that the public policies for increasing the fertility rate until now can be effective relatively only in urban areas. Therefore, each metropolitan government is required to establish differentiated budget and/or public policy considering economic and social characteristics to enhance the fertility rate.

---

**Keywords:** Fertility Rate, Metropolitan Government, Childbirth Support Budget, Panel Model