

인구이동을 통한 지자체 출산장려정책효과의 분석

홍성효*

【국문초록】

본 연구는 2004년 초 서울, 인천, 대전, 산청군(경남)에서 시행한 셋째(산청군의 경우 둘째) 혹은 그 이상 자녀의 출산에 대한 장려정책의 효과를 기출산 자녀가 적어도 두 명인 21-45세 기혼 및 유배우자 여성의 지역간 이주를 통해 분석한다. Hong and Ryan(2009)은 difference-in-differences 추정법을 이용하여 출산장려정책이 정책을 시행하지 않은 지역에서 시행한 지역으로의 인구의 이동에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤음을 보여주고 있으며, 본 연구에서는 이러한 지역간 이주가 해당 여성의 연령, 거주지의 정책지역 인접여부, 거주하는 주택의 소유여부에 따라 상이함을 보여준다.

2000년과 2005년의 인구주택총조사를 이용한 실증분석의 결과에 의하면, 해당 여성의 연령이 상대적으로 낮거나, 정책시행지역과 인접한 지역에 거주하거나, 혹은 소유주택이 아닌 임대주택에 거주하는 경우 출산장려정책의 혜택을 얻기 위해 정책시행지역으로 이주할 가능성이 통계적으로 유의하게 높음을 볼 수 있다. 추가적인 분석은 이러한 결과가 단순한 추세에 의한 허구적인 결과가 아닌 정책에 의한 결과임을 보여준다.

출산율 변화에 대한 분석을 통해 출산장려정책의 효과를 보여주는 기존의 연구들에 비해, 인구의 지역간 이동에 대한 분석을 이용하는 본 연구는 정책의 효과가 실질적임을 보여줄 뿐만 아니라 정책의 시행이 합계출산율의 증가 없이 단지 출산의 시기만을 앞당겨짐으로 인한 정책의 효과에 대한 과대추정의 가능성으로부터 보다 덜 염려된다.

주제어 : 출산장려정책, 저출산, 지역간 인구이동, 합계출산율

논문접수일 : 2010. 04. 02 논문수정일 : 2010. 08. 23 게재확정일 : 2010. 09. 08

* 전북발전연구원 부연구위원, 전주시 완산구 중앙동 4가 1번지, Tel: 063) 280-7132, Fax: 063) 286-9250
(sunghyohong@hotmail.com)

I. 서론

우리나라의 경우 여성 1명이 가임연령기동안 낳는 평균 출생아 수로 정의되는 합계출산율은 1983년에 대체출산율 이하인 2.08로 감소하였으며, 이러한 감소추세는 최근까지 계속되어 2009년에 1.15로 조사되었다.¹⁾ 이 수치는 우리나라의 합계출산율이 OECD회원국 가운데 최저임을 의미하며, 이와 같은 추세가 지속될 경우 우리나라의 인구는 머지않아 감소하기 시작할 것이다.

2.1이하의 합계출산율로 정의되는 저출산이 지속될 경우 전체인구에서 고령인구가 차지하는 비율이 증가하고, 이는 사회복지비용—이를 테면, 연금지출이나 노인의 의료비용—을 증대시켜 사회보장제도의 재정악화와 젊은 세대의 부양부담을 가중시킨다.²⁾ 이와 더불어, 신규 노동공급의 감소로 인한 생산과 소비의 감소가 초래되고 학생수의 감소로 인한 교육부문의 구조조정과 국방자원의 부족에 대한 우려가 야기된다. 특히, 2006년을 정점으로 15-64세의 생산가능인구가 감소하여 2050년에 전체 노동력의 절반은 50세 이상의 노동자들에 의해 구성될 것으로 예상된다(김혜선, 2006).³⁾

2000년대 들어 중앙정부뿐만 아니라 지방자치단체들도 자체적인 출산장려정책을 시행하고 있다. 출산용품의 지급, 의료서비스의 무상제공, 조세감면, 장려금의 지급과 같이 정책에 의한 혜택의 내용과 종류가 정책시행주체에 따라 다양하다. 더불어, 이러한 혜택의 수혜를 위한 자격조건과 수혜기간에서 시행주체간 상당한 차이를 보인다.⁴⁾ 하지만, 이러한 정책들의 혜택은 대부분 일회성으로 한정되어 제공되고 이의 금전적 가치도 충분히 크지 않기 때문에, 그 효과(직접적인 출산율의 증가)에 의문을 가질 수 있다.⁵⁾ 본 연구에서는 혜택의 금전적 측면에서 보다 실질적일 것으로 여겨지는 셋째 혹은 그 이상 출생자녀에 대한 장려금 지급정책을 분석의 대상으로 한정하며, 이 정책에 대해서는 다음 절에서 보다 자세히 논의

1) OECD Factbook 2010 참조.

2) 노인 1명을 2005년에는 젊은이 8명이, 2020년에는 2.6명이, 2050년에는 1.4명이 부양하게 된다.

3) 성비불균형의 심화가 저출산의 또 다른 사회적 문제로 지적되고 있으나, 이에 대해서는 상충되는 의견이 존재한다. 김현숙 외(2006)는 첫 자녀가 남아일 경우 자녀수에 부정적인 영향을 주는 것으로 분석하고 있으나, 김우영(2007)은 기존에 남아를 출산한 경우가 그렇지 않은 경우보다 추가적인 출산의 확률이 7.3%만큼 높음을 보여줘 두 연구가 서로 상반되는 결과를 나타낸다.

4) 정책에 대한 보다 자세한 설명은 <부표 1>을 참조.

5) 김현숙 외(2006)는 경제학적 측면에서의 저출산의 여러 원인들 가운데 여성의 임금상승과 경제활동참여율의 증가를 지적하며, Choe et al.(2004)은 우리나라에서 자녀양육과 경제활동을 병행하는 것이 상대적으로 어려움을 보고한다. 이는 출산의 기회비용이 상당히 커짐으로써 저출산이 가속화되었음을 암시한다.

한다.

출산장려정책의 실효성은 이 정책으로 인한 출산율의 증가에 의해 추정될 수 있을 것이다. 하지만, 본 연구는 출산율이 아닌 인구의 이동—즉, 정책을 시행하지 않는 지역에서 정책을 시행하는 지역으로의 이동—을 통해 이러한 정책의 효과를 분석하고자 하며, 이는 다음의 세 가지 측면에서 그 의의를 찾을 수 있을 것이다. 첫째, 경제주체의 지리적 이주(migration)는 여러 가지 거래비용(transaction cost)을 수반하기 때문에 인구의 이동이 해당 정책에 의해 야기되었다는 전제 하에 이 정책에 의해 제공되는 혜택이 실질적임을 의미한다. 둘째, 출산에 대한 의사결정이 생물학적 특성으로 인해 일정 기간이 지난 후에야 연구자에 의해 인지되기 때문에 인구의 이동을 통한 분석이 출산율을 통한 그것에 비해 출산장려정책의 효과를 분석하는데 있어 보다 적절할 수 있을 것이다.⁶⁾ 셋째, 출산율을 분석의 대상으로 하는 경우 정책이 실제로 출산율을 증가시키지 않고 단순히 출산시기를 앞당김으로써(tempo effect) 단기의 분석기간은 정책이 출산율을 증가시킨 것처럼 나타나는 허구적인 결과를 제시할 가능성이 존재하는 반면, 인구의 이동을 분석의 대상으로 하는 본 연구는 이와 같은 문제로부터 보다 자유롭다.

정책에 의한 인구의 이동은 연령, 지리적 인접성, 주택소유여부에 따라 상이하게 나타날 것이다. 상대적으로 연령이 높을수록 사회생활 속에서의 인적관계가 보다 더 확립되어 있거나 학교에 다니는 자녀가 있을 가능성이 크고 이로 인해 거주지의 이전에 상대적 제약이 심할 것으로 예상되기 때문에, 정책으로 인한 지역간 이주의 효과가 보다 젊은 사람들에게서 크게 나타날 것으로 기대된다. 정책을 시행하지 않는 지역들 중에서 정책을 시행하는 지역과 지리적으로 인접한 지역에 거주하고 있는 사람은, 인접하지 않는 지역에 거주하고 있는 사람에 비해, 정책의 시행으로 인한 지역간 이주—정책을 시행하지 않는 지역에서 시행하는 지역으로의 이주—의 가능성이 상대적으로 크게 나타날 것이다. 주택을 소유한 경우는 그렇지 않은 경우—즉, 거주하는 주택이 소유가 아닌 전세나 월세와 같은 임차인 경우—에 비해 정책으로 인한 지역간 이주가 보다 덜 빈번할 것이다. 이에 대한 보다 상세한 논의는 제3절에서 이뤄진다.

이와 같은 저출산의 추세는 부록의 그림 1에서 볼 수 있듯이 우리나라뿐만 아니라 다른 국가들에서도 사회적 이슈가 되고 있으며, 다양한 정책의 시행을 통해 이를 해결하려 하고 있다.⁷⁾ 저출산 문제를 해결하기 위한 가장 일반적인 정책은 재정지원으로, 많은 연구들이

6) 실제로, 본 연구에서는 2004년 초에 시행된 정책의 효과를 분석함에 있어 2005년 11월 기준 정보를 포함하는 자료—인구주택총조사—를 이용하고 있다. 임신이 의사결정자의 의지대로 완전하게 실행되지 못할 뿐더러 임신 후 출산까지 일정 기간이 소요되는 시차상의 제약으로 인해, 출산율변화를 통한 정책효과 분석은 제한적일 수 있다.

이러한 정책의 효과를 실증적으로 분석하고 있다.⁸⁾ 부양자에 대한 소득공제가 출산에 미치는 영향을 분석하는 Whittington et al.(1990)에 의하면, 부양자에 대한 소득공제의 1% 증가는 출산율을 0.127%에서 0.248%로 0.121%p만큼 상승시킨다. Milligan(2005)은 캐나다 퀘벡(Quebec)에서 시행된 출산장려정책의 효과를 추정하며, 출산장려금이 1%만큼 증가할 때 출산율은 0.107%만큼 증가함을 보여준다. 유계숙(2009)은 2007년에 출산을 하지 않은 가구 중 자녀가 둘인 가구와 2007년에 셋째 이상 자녀를 출산한 가구를 대상으로 저출산 대응정책의 수혜 경험이 셋째 이상 자녀의 출산에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 회귀분석의 결과는 보육비·교육비 지원과 일-가정 양립 지원 및 모자 건강관리 지원정책을 수혜한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 2007년에 셋째 이상의 자녀를 출산할 확률이 각각 3.50배, 3.31배, 1.54배만큼 높음을 보여준다.

많은 선행연구들이 저출산의 원인에 대한 분석을 하고 있으나 이러한 저출산을 해결하려는 정책의 효과성에 대한 분석은 충분히 이뤄지지 않고 있는 실정이다(유계숙, 2009). 본 연구는 인구의 이동을 통해 정책의 효과성을 추정함으로써 지자체 예산집행의 효율성에 대한 근거를 제공한다.⁹⁾

본 연구의 나머지 부분은 다음과 같이 구성된다. 다음 절에서는 출산장려정책의 내용에 대해 간략히 설명하고, 제3절에서는 본 연구의 가설을 실증적으로 검증하기 위한 분석방법에 대해 논의한다. 제4절에서는 이러한 실증분석에 이용될 자료와 변수들에 대해 설명한다. 제5절에서는 실증분석의 결과에 대한 논의와 이러한 결과가 허구적이지 않음을 보이기 위한 추가적인 분석의 결과들을 제공한다. 마지막 절에서는 본 연구의 가설과 이에 대한 실증분석의 결과들을 요약하고 연구의 한계에 대해 언급한다.

II. 출산장려정책

〈부표 1〉에서 보여지는 바와 같이, 2004년을 기준으로 중앙정부는 물론 많은 지자체들이 출산을 장려하기 위한 다양한 정책들을 시행하고 있음을 볼 수 있다. 본 연구는 2004년 초

7) 특히, 프랑스, 캐나다, 스웨덴, 영국, 이탈리아, 노르웨이, 덴마크, 일본 등의 국가들이 다양한 정책들을 시행해 오고 있다.

8) 이에 대한 연구로는 Whittington et al.(1990), Kearney(2004), Milligan(2005), Baughman and Dickert-Conlin(2006)이 있으며, Moffitt(1998)은 이러한 선행연구들에 대해 논의한다.

9) 보건복지부의 보도자료(2007. 5. 8)에 의하면, 일정기간에 걸친 장려금의 지급은 부산, 대구, 광주, 경기, 전북, 경북, 경남 등으로 확대되었다.

에 시행된 서울, 인천, 대전에서의 셋째 혹은 그 이상 자녀의 출생과 산청군(경남)에서의 둘째 혹은 그 이상 자녀의 출산에 대한 출산장려금지급정책(이후 출산장려정책)을 분석의 대상으로 한다.¹⁰⁾ 그 외의 지자체에서 시행되는 정책과의 가장 큰 차이점은 이러한 장려금의 지급이 일회에 한정되지 않고 지원대상 신생아의 출생이후 3년 혹은 5년간 매월 지급되어 혜택의 금전적 가치가 출생에 대한 의사결정에 영향을 미칠 수 있을 정도로 클 가능성이 있다는 것이다.¹¹⁾

장려금 수혜를 위한 자격조건은 지원대상 신생아의 출산시 주소지가 해당 지자체로 되어 있고, 이러한 출산이 정책의 시행이후에 발생해야 하며, 출산자녀가 셋째(산청군의 경우 둘째) 혹은 그 이상에 해당해야 한다. 장려금의 지원방식은 주로 해당 자녀를 보육시설에 보낼 경우(인천은 해당하지 않음) 보육료의 일정부분을 매월 지급하되 3년(인천의 경우 5년)까지 혜택을 제공한다.

출산장려를 위한 유사한 수당지급정책은 다른 많은 국가들에서도 시행되고 있다. 캐나다 퀘벡의 경우 1988년 5월 1일에서 1997년 9월 30일 사이에 태어난 신생아(혹은 5세 이하의 입양아)에 대해 비과세 수당이 주어진다. 초기에 첫째 자녀와 둘째 자녀에 대해 C\$500이 지급되었고, 셋째 혹은 그 이상의 자녀에 대해 C\$375씩 총 8회에 걸쳐 지급되었다. 스웨덴은 1948년부터 16세 미만의 자녀가 1명 이상 있는 전체 가정의 모든 아동에게 아동수당을 지급하고 있으며, 특히 1982년부터는 자녀가 셋 이상인 가정은 추가적인 특별급여를 받게 되었다.¹²⁾ 프랑스의 경우 2004년부터 자녀 출산 후 자녀 1인당 월 160유로를 해당 자녀가 3세가 될 때까지 지급되는 신생아 환영수당과 출산시 800유로가 지급되는 출산지원금 제도를 시행하고 있다. 이탈리아는 연간 소득이 10,840유로 이하인 4인 가정에게 월 250유로, 연간 소득이 26,281-28,883유로인 4인 가정에는 월 39유로를 아동수당으로 제공한다. 일본은 18세 미만의 아동을 양육하고 있는 가구들 중에 소득이 2006년 4인 가족 기준 415만엔 미만인 경우 첫째 자녀와 둘째 자녀에 대해 월 5천엔, 셋째 자녀부터는 월 1만엔의 아동수당을 지급한다.

10) 박경애(2007)의 결과는 첫째 자녀와 둘째 자녀에 대한 출산율은 급속도로 저하되는 반면 셋째 혹은 그 이상의 자녀에 대한 출산율은 변화가 없고 둘째 자녀 출산이 출산연령조정의 영향을 많이 받는 것으로 보고하고 있으며, 이를 근거로 셋째 혹은 그 이상의 자녀를 출산하도록 장려하는 것보다 첫째 혹은 둘째 자녀의 출산을 장려하는 것이 보다 절실함을 제기한다.

11) 이와는 별도로 중앙정부가 시행하는 출산장려정책의 추가적인 혜택을 고려할 때, 이러한 지자체가 제공하는 혜택은 보다 크게 느껴질 것이다. 더불어, 이인숙(2005)은, 583명에 대한 설문내용을 기초로, 사람들이 가장 선호하는 출산지원방식이 보육비지원임을 보여준다.

12) 2001년부터 아동 1인당 월 85유로가 아동수당으로 제공된다.

Ⅲ. 분석방법

Hong and Ryan(2009)은 출산장려정책의 직접적인 목표인 출산율 증가에 대한 실증분석의 결과를 제시한다. 이들은 또한 이러한 정책이 출산율뿐만 아니라 인구의 이동-정책을 시행하지 않는 지역에서 정책을 시행하는 지역으로의 이동-을 초래함을 보여주고 있다. 거주지를 이전하는 행위는 실질적인 거래비용(예를 들면, 이사비용, 부동산 중개수수료, 제반 시간비용 등)을 수반하기 때문에 출산장려정책이 사람들로 하여금 정책을 시행하지 않는 지역에서 정책을 시행하는 지역으로 이주케 하였다면, 이는 정책에 의해 제공되는 지원금이 그만큼 실질적이었거나 실효성을 지녔음을 의미한다.

사람들의 지역간 이주는 여러 요인들에 의해 영향을 받기 때문에 이주에 의한 정책의 효과를 분석하는 것은 많은 어려움을 포함한다. 본 연구에서는 이러한 추정상의 문제를 완화하기 위해, Hong and Ryan(2009)에서와 같이 difference-in-differences 추정법을 이용한다.¹³⁾ 이 경우, 출산장려정책의 인구이동-보다 엄밀히 말해, 배우자가 존재하는 가임연령(21-45세) 기혼여성의 지역간 이주-에 대한 영향은 다음 회귀식의 추정을 통해 분석할 수 있다:¹⁴⁾

$$Y_{kt} = b_0 + b_1Post_t + b_2Treat_k + b_3(Post*Treat)_{kt} + \varepsilon_{kt} \quad (1)$$

여기서, Y_{kt} 는 특정 해(t)에 특정 지역(k)으로 이주한 가임연령 기혼여성의 수에서 이 지역 밖으로 이주한 가임연령 기혼여성의 수를 뺀 후, 이를 이 지역의 가임연령 기혼여성 수로 나눈 값이다. Post는 시점을 나타내는 더미변수로서, 정책시행 이전인 2000년은 0의 값을 가지며 정책시행 이후인 2005년은 1의 값을 갖는다.¹⁵⁾ Treat은 정책시행지역을 나타내

13) Difference-in-differences 추정법이 정책의 효과에 대한 추정상의 오류를 범하지 않기 위해서는 실험집단(treatment group)과 통제집단(control group) 중에서 어느 한 집단에만 영향을 미치는 요인이 연구의 대상이 되는 출산장려정책 이외에는 존재하지 않아야 한다. 다시 말해, 정책이 시행되지 않는다면, 출산 혹은 지역간 이주에 있어 두 집단이 동일한 추세를 보여야 한다.

14) 일반적으로 가임연령은 15세에서 49세를 포함하나, 본 연구에서는 15세에서 45세의 연령으로 한정한다. 46-49세 기혼여성을 포함하는 경우에도 회귀분석의 결과가 거의 유사함을 볼 수 있다.

15) 익명의 심사자는 2004년에 시행된 정책의 효과(출산과 이주)를 분석하기 위해서는 정책시행 직전의 해, 즉 2003년과 정책시행 이후 일정 기간이 지난, 이를 테면 2006년이나 2007년의 자료를 이용하는 것이 보다 바람직하다고 지적하고 있으나, 본 연구의 가설검증을 위해서는 인구주택총조사가 가장 적합하며 불행히도 이 자료는 2000년과 2005년과 같이 특정 해에만 조사되기 때문에 부득이 2000년과 2005년의 자료를 이용할 수밖에 없다.

는 더미변수로, 본 연구의 분석대상인 출산장려정책을 2004년에 시행한 지자체인 서울의 25개 구, 대전의 5개 구, 인천의 8개 구, 그리고 경남의 산청군은 1의 값을 가지며 그 외의 다른 모든 지역은 0의 값을 갖는다. Post*Treat은 이 두 더미변수들의 교차항으로서, 출산장려정책에 의해 지원되는 금전적 혜택이 통계적으로 유의하게 사람들의 의사결정(지역간 이주에 대한 결정)에 영향을 미쳤는가를 보여준다.

본 연구에서는 이와 같은 정책의 효과가 미치는 지리적 범위와 사회계층간의 차이를 분석하고자 분석의 대상을 연령, 거주지의 정책시행지역에 대한 인접성, 그리고 주택의 소유여부에 따라 구분하여 개별적으로 분석한 후 결과들을 비교한다. 해당 기혼여성의 연령이 높을수록 기출산 자녀-첫째와 둘째 아이-가 학교에 다니고 있을 가능성이 높을 것이며, 이 경우 연령이 상대적으로 높은 기혼여성 가구의 이주는 자녀들을 전학시켜야 하는 추가적인 거래비용이 수반되기 때문에 정책에 의한 이들의 이주에 대한 효과는 상대적으로 작을 것이다.

해당 가구-적어도 둘 이상의 자녀를 가지고 있는 가구-가 정책을 시행하는 지역으로 이주할 가능성은 현재의 거주지에 의존할 것이다. 다시 말해, 정책을 시행하는 지역의 인근에 거주하는 가구는 그렇지 않은 가구-즉, 정책시행지역에 인접하지 않는 지역에 거주하는 가구-에 비해 정책을 시행하는 지역으로 이주할 가능성이 보다 클 것이다. 왜냐하면, 인근지역에 거주하는 경우 가구 구성원의 직장이나 학교 등을 옮기지 않고도 정책의 혜택을 얻기 위해 정책을 시행하는 지역으로 이주할 수 있는 반면, 인접하지 않는 지역에 거주하고 있는 경우 이직이나 전학 등에 기인하는 추가적인 거래비용이 수반되기 때문에 전자의 가구에 대한 정책의 효과가 후자의 가구에 대한 효과보다 더 클 것이다.

거주지의 이전을 통한 정책에 대한 반응은 거주하는 주택의 소유여부에 따라 다르게 나타날 것이다. 주택을 소유하는 경우 단순한 임대(전세 혹은 월세 등)에 비해 추가적인 거래비용-이를 테면, 부동산 취득세 등-을 지불해야 하고, 중개수수료 또한 상대적으로 높기 때문에 정책에 대한 반응의 정도가 상대적으로 약할 것이다.

출산장려정책으로부터의 혜택은 셋째 혹은 그 이상의 자녀(산청군은 둘째 혹은 그 이상의 자녀)를 출산하는 경우에 한해 주어진다. 따라서, 자녀가 없거나 하나인 경우에는 이주에 대한 결정이 정책의 시행에 거의 영향을 받지 않을 것이며, 이들에 대한 연령, 인접여부, 주택 소유여부에 따른 회귀분석의 결과들 또한 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않을 것이다.

IV. 자료 및 기초통계

앞에서 제시된 분석의 틀을 이용해, 인구이동을 통한 지자체 정책의 효과를 분석하기 위해서는 기혼여성의 출산에 대한 정보와 더불어 이들의 지역간 이주에 대한 정보를 필요로 한다. 이를 위해 본 연구에서는 통계청 자료인 인구주택총조사(2%, 2000년, 2005년)를 이용한다.¹⁶⁾ 이 자료는 해당 연도의 11월 1일을 기준으로 시군구수준에서 현거주지, 5년전 거주지, 연령, 혼인여부, 주택소유여부, 가족관계 등의 내용을 포함한다.

〈표 1〉 지역간 이주유형에 의한 해당 여성들의 비율

	2000년 인구주택총조사					
	모든 기혼여성		최소 두 명의 자녀를 둔 기혼여성		자녀가 없거나 하나인 기혼여성	
	미시행 → 시행	시행 → 미시행	미시행 → 시행	시행 → 미시행	미시행 → 시행	시행 → 미시행
기혼여성의 수	88,713	41,500	58,081	24,932	30,632	16,568
이주여성 비율 ^a	5.72	19.16	3.90	13.92	9.18	27.05
출산여성 비율 ^b	24.40	26.19	2.56	3.66	41.98	43.63
	2005년 인구주택총조사					
	모든 기혼여성		최소 두 명의 자녀를 둔 기혼여성		자녀가 없거나 하나인 기혼여성	
	미시행 → 시행	시행 → 미시행	미시행 → 시행	시행 → 미시행	미시행 → 시행	시행 → 미시행
기혼여성의 수	77,472	32,715	51,574	19,150	25,898	13,565
이주여성 비율 ^a	4.88	16.85	3.49	11.80	7.66	23.99
출산여성 비율 ^b	18.82	23.71	2.11	3.50	33.99	37.74

주 : a) 해당 기혼여성들 가운데 정책시행지역과 정책미시행지역간 이주하는 여성의 비율

b) 해당 이주여성들 가운데 이주 후 출산하는 여성의 비율

〈표 1〉은 자녀의 수에 의한 해당 기혼여성들의 수와 이들의 이주유형 및 출산여부에 따른 비율을 보여준다. 우선, 2000년과 비교해 2005년에 해당 기혼여성의 수가 상당히 감소하였음을 볼 수 있다. 더불어 이들의 정책시행지역과 미시행지역간의 이주비율과 출산비율 모두

16) 정책에 대한 효과의 분석이 허구적(spurious)이지 않음을 검증하기 위한 placebo test를 위해 인구주택총조사(2%, 1995년)를 추가적으로 이용한다.

시간이 지남에 따라 감소한 것으로 나타난다. 최소 두 명의 자녀를 둔 기혼여성 가운데 1995년과 2000년 사이에 정책시행지역에서 미시행지역으로 이주한 여성의 비율은 13.92%인 반면 정책미시행지역에서 시행지역으로 이주한 여성의 비율은 3.90%로, 이 두 집단간의 비율에서의 차이는 10.02%p이다. 한편, 2000년과 2005년 사이의 해당 수치는 8.31%p로 나타난다. 이는, 정책미시행지역에서 시행지역으로의 이주비율이 정책시행 이후에도 감소하지만 이러한 감소의 정도가 정책시행지역에서 미시행지역으로의 이주비율 감소의 정도보다 상대적으로 작아, 정책이 효과적이었음을 암시한다.

V. 실증분석

〈표 2〉는 적어도 둘 이상의 자녀를 가지고 있는 가임연령(21-45세)의 기혼 및 유배우자 여성들을 대상으로 식 (1)을 추정함으로써 출산장려정책에 의한 이들의 지역간 이주에 대한 실증분석의 결과를 보여준다. 인구의 지역-시군구-간 이동은 상이한 시점에서도 비교적 유사한 유형을 보일 것이다. 하지만, 특정 시점에서 일부 지역들의 정책시행은 이러한 인구이주의 유형에 변화를 초래할 것이며, 이는 곧 정책의 효과로 추정될 수 있을 것이다.¹⁷⁾

종속변수는 특정 기간동안 21-45세의 기혼 및 유배우 여성의 해당 지역으로의 순유입(net inflow) 수를 동기간 초기의 해당 지역 내 21-45세 기혼 및 유배우 여성의 수로 나눈 값이다. 설명변수인 Post는 정책시행 이후인 2005년-엄밀히 말해, 2005년의 말(11월)-을 나타내는 더미변수이고 Treat은 정책시행지역인 서울시의 25개 구(ward), 인천시의 8개 구와 2개 군, 대전시의 5개 구, 그리고 경상남도의 산청군을 나타내는 더미변수로, 이 두 변수의 교차항인 Post*Treat의 계수(b_8)는 정책의 효과를 추정한다.

Hong and Ryan(2009)의 결과에 의하면, 이 계수의 값은 0.0849이며 통계적으로 유의하게 나타나 출산장려정책이 해당 가구의 지역간 이주를 초래할 정도로 효과적이었음을 의미한다.¹⁸⁾ Treat은 통계적으로 유의한 부(-)의 계수값을 가져, 기간에 상관없이 정책을 시행

17) 정책시행지역과 미시행지역에 거주하는 여성들의 특성(연령, 학력수준, 가구주 비율, 거주 주택의 면적 등)의 시간에 따른 변화는 집단간 동일한 유형을 보이며, 이는 정책시행지역과 미시행지역으로 구분되는 두 집단간 이주비율의 상이한 변화가 해당 집단에 속하는 여성들의 특성의 변화에 기인하지 않고 정책에 의한 것임을 암시한다.

18) 해당 지자체의 입장에서, 원래 거주민에 의한 출산은 단순히 출산시기를 앞당김으로써(tempo effect) 장기적으로는 출산에 아무런 효과를 지니지 않는 반면, 타 지자체로부터 이주를 동반한 출산은 해당 지자체의 인구증가에 보다 큰 효과를 나타낸다.

하지 않은 지역들에 비해 시행한 지역들에서 인구의 유입보다 유출이 더 많았음을 나타낸다. 하지만, 정책을 시행한 지역과 그렇지 않은 지역간의 인구의 순유출 격차는 정책의 시행으로 인해 상당부분 감소되었음을 볼 수 있다.

〈표 2〉 기출산 자녀가 적어도 두 명인 21-45세 기혼 및 유배우자 여성을 대상으로 출산장려정책에 의한 지역간 이주에 관한 실증분석 결과

	Hong & Ryan(2009)	연령		인접여부		주택소유여부	
		21-33세	34-45세	인접	비인접	소유	비소유
Post	-.0526 (3.04)**	-.0405 (1.63)	-.0464 (3.09)**	-.0926 (1.43)	-.0463 (2.70)**	-.0352 (2.38)*	-.0775 (3.10)**
Treat	-.0840 (3.89)**	-.1555 (4.47)**	-.0582 (3.04)**	-.1427 (2.32)*	-.0749 (3.51)**	-.0965 (4.42)**	-.0719 (2.52)*
Post*Treat	.0849 (3.19)**	.0810 (1.77)+	.0728 (2.99)**	.1250 (1.84)+	.0787 (2.96)**	.0642 (2.38)*	.1182 (3.13)**
상수항	.0291 (1.94)+	.0442 (2.45)*	.0176 (1.39)	.0877 (1.48)	.0120 (1.37)	.0177 (1.40)	.0360 (1.71)+
R2	0.0334	0.0410	0.0276	0.0894	0.0311	0.0448	0.0249
관측수	468	466	468	134	416	468	468

주 : 괄호 안의 수치는 robust 표준오차를 이용한 t-값의 절대치를 나타내며, +, *, 그리고 **는 각각 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함. Post와 Treat은 2005년과 (2004년에 정책을 시행한) 지자체(서울, 인천, 대전의 개별 구와 군, 그리고 경남의 산청군)를 각각 나타내는 더미변수이며, Post*Treat은 이 두 변수의 교차항을 나타냄.

분석의 대상이 되는 해당 여성들을 그들의 연령에 따라 두 집단으로 구분한 후 각각에 대해 분석한 결과가 〈표 2〉의 두 번째 열과 세 번째 열에 보고된다. 정책의 효과를 추정하는 변수의 계수값은 21-33세의 여성들에 대한 0.0810과 34-45세의 여성들에 대한 0.0728로 나타나, 젊은 여성들에 비해 상대적으로 나이가 많은 여성들이 지역간 이주를 통한 출산장려정책에 대한 반응의 정도가 약함을 볼 수 있다. 이에 대한 가능한 설명 가운데 하나는 상대적으로 나이가 많은 여성들일수록 이들의 자녀가 학교에 다니고 있을 확률이 높다는 것이다. 지역간 이주시 자녀의 전학문제와 같은 추가적인 거래비용이 존재해 상대적으로 작은 정책효과가 나타남을 추측할 수 있을 것이다.¹⁹⁾

〈표 2〉의 네 번째 열과 다섯 번째 열은 분석의 대상이 되는 지역을 정책을 시행한 지역과

19) Harding et al.(2003)은 미국의 자료(American Housing Survey)를 이용하여, 주택거래시 학교에 다니는 자녀의 존재가 주택거래가격결정에 있어서의 협상력(bargaining power)에 통계적으로 유의한 영향을 미침을 보여준다.

이에 인접한 지역(네 번째 열) 혹은 인접하지 않은 지역(다섯 번째 열)으로 한정된 분석의 결과를 제시한다.²⁰⁾ 인접한 지역을 포함하는 분석의 결과(0.1250)에서 그렇지 않은 경우(0.0787)에 비해 정책의 효과가 크게 나타나 앞에서 기대했던 결과를 얻을 수 있다. 교통의 발달로 인해 지역간 통근과 통학이 가능해짐에 따라, 이러한 정책의 혜택을 얻기 위한 이주가 지리적으로 인접한 지역-시군구-간에 보다 활발하게 발생함을 볼 수 있다. 이는 지리적으로 인접하지 않은 먼 거리의 지역간 이주가 배우자 혹은 해당 여성 본인의 기존 직장으로의 통근을 불가능하게 하거나 자녀의 기존 학교로의 통학을 불가능하게 하기 때문에 정책의 혜택을 얻기 위한 이주가 상대적으로 용이하지 않음을 의미한다.

정책의 효과가 주택의 소유여부에 따라 상이하게 나타나는지를 살펴보기 위해, 주택을 소유하여 거주하는 가구와 임대(전세, 월세 등)하여 거주하는 가구로 구분한 회귀분석의 결과를 <표 2>의 마지막 두 열(여섯 번째와 일곱 번째 열)에 각각 보고한다. 소유주택에 거주하는 가구의 해당 여성들의 정책시행지역으로의 이주가 정책의 시행으로 인해 단지 6.42%만 증가한 반면(<표 2>의 여섯 번째 열), 임대주택에 거주하는 가구의 해당 여성들의 정책시행지역으로의 이주는 정책의 시행으로 인해 거의 두 배에 달하는 11.82%만큼 증가하였다(<표 2>의 일곱 번째 열). 이는 동일한 조건 하에서 소유가 임대에 비해 이주에 따른 거래비용-이를 테면, 부동산거래수수료 및 부동산취득세-이 크기 때문에 지역간 이주가 임대주택 거주 가구들에게서 보다 빈번히 발생하여, 정책의 효과가 이들을 대상으로 한 분석에서 상대적으로 크게 나타남을 짐작할 수 있다.

<표 2>의 결과는 정책시행지역과의 지리적 인접여부와 주택소유여부 모두 인구의 이동을 통한 정책의 효과에 영향이 있음을 개별적으로만 보여주는 것에 한정되기 때문에, <부표 2>에서는 정책시행지역과의 인접여부와 주택의 소유여부에 따른 결과를 함께 고려한다. 열 (1)과 (2)는 통제집단으로서 인접지역만을 분석의 대상으로 포함하되 주택의 소유여부에 따라 구분한 회귀분석의 결과를 보여준다. 주택을 소유하는 경우 Post*Treat의 계수값은 0.1360인 반면, 주택을 소유하지 않는 경우에는 0.1304로, 인접지역에 거주하는 한 정책시행지역으로 이주하는 확률이 주택의 소유여부에 따라 크게 다르지 않음을 볼 수 있다. 열 (3)과 (4)는 역시 주택의 소유여부에 따라 구분하여 분석을 하되 비인접지역만을 통제집단으로 분석에 포함한다. 이 경우, 주택의 소유여부에 따라 결과가 현저하게 차이를 볼 수 있다. 주택을 소유하는 경우에는 Post*Treat의 계수값이 0.0530으로 주택을 소유하지 않는 경우의

20) 인접지역은 경기도의 김포, 고양, 양주, 의정부, 남양주, 구리, 하남, 성남, 과천, 안양, 광명, 시흥, 부천, 충북의 청원, 보은, 옥천, 충남의 금산, 논산, 공주, 연기, 경남의 함양, 거창, 합천, 의령, 진주, 하동을 포함한다.

0.1164에 비해 상당히 작게 나타나고 통계적 유의성 또한 약간 작게 나타난다. 요약하면, 인접한 지역에 거주하는 경우 주택의 소유여부에 큰 영향을 받지 않는 반면, 비인접 지역에서는 주택의 소유여부에 따라 상이한 반응을 나타냄을 볼 수 있다.

본 연구의 가설검증은 Hong and Ryan(2009)에서의 결과에서 출발하고 있기 때문에 회귀식 (1)에서의 종속변수 역시 그들에서의 연구와 동일하게 해당 여성의 특정 지역으로의 유입만을 고려하고 있을 뿐, 어느 지역-특히, 정책시행지역과 정책미시행지역간 구분이 없이-에서 유출되었는지에 대하여는 간과하고 있다. 따라서, 적어도 이론적으로 정책의 시행에 영향을 받지 않는 정책미시행지역간 이주 혹은 정책시행지역간 이주를 포함함으로써 분석결과가 오류를 범할 가능성이 있다.²¹⁾ <부표 3>은 이러한 가능성을 배제하기 위해, 해당 여성들의 정책시행지역과 미시행지역간의 이주만을 이용해 정의한 종속변수에 대한 회귀분석의 결과를 보여준다. <표 2>와 비교해, <부표 3>에서는 계수의 크기만 조금 상이할 뿐 결과는 동일함을 볼 수 있다.

<표 3> 기출산 자녀가 없거나 한 명인 21-45세 기혼 및 유배우자 여성들을 대상으로 출산장려 정책에 의한 지역간 이주에 관한 실증분석 결과

	Hong & Ryan(2009)	연령		인접여부		주택소유여부	
		21-33세	34-45세	인접	비인접	소유	비소유
Post	-.0331 (0.98)	-.0593 (1.30)	-.0188 (0.63)	-.1212 (1.14)	-.0194 (0.55)	-.0436 (1.25)	-.0407 (0.95)
Treat	-.1316 (2.97)	-.1537 (2.63)	-.1256 (3.72)	-.2383 (2.38)	-.1149 (2.59)	-.2310 (4.70)	-.0944 (1.80)
Post*Treat	.0319 (0.59)	.0511 (0.71)	.0056 (0.13)	.1200 (1.05)	.0182 (0.33)	.0888 (1.43)	.0168 (0.26)
상수항	.0549 (2.14)	.0784 (2.29)	.0761 (3.20)	.1617 (1.73)	.0383 (1.49)	.0915 (3.32)	.0463 (1.41)
R2	0.0219	0.0174	0.0297	0.1043	0.0202	0.0494	0.0093
관측수	468	468	467	134	416	468	468

주 : 괄호 안의 수치는 robust 표준오차를 이용한 t-값의 절대치를 나타내며, +, *, 그리고 **는 각각 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함. Post와 Treat은 2005년과 (2004년에 정책을 시행한) 지자체(서울, 인천, 대전의 개별 구와 군, 그리고 경남의 산청군)를 각각 나타내는 더미변수이며, Post*Treat은 이 두 변수의 교차항을 나타냄.

본 연구에서 분석의 대상이 되는 출산장려정책이 셋째 혹은 그 이상의 신규 출산자녀에

21) 이러한 가능성은 익명의 심사자에 의해 지적되었다.

대해서만 지원(산청군의 경우 둘째 혹은 그 이상의 신규 출산자녀에 대해 지원)을 하기 때문에 기출산 자녀가 없거나 하나인 경우 <표 2>의 적어도 두 명 이상의 기출산 자녀를 가지고 있는 여성들에 비해 정책의 효과-정책을 시행하는 지역으로의 이주-가 상대적으로 작을 것을 예상할 수 있다. 이에 대한 분석을 위해, 기출산 자녀가 없거나 단지 하나인 기혼 및 유배우자 여성들을 대상으로 하는 식 (1)에 대한 회귀분석의 결과가 <표 3>에 제시된다. 결과에 의하면, 정책의 효과를 추정하는 변수인 $Post \times Treat$ 에 대한 계수의 추정치는 모든 회귀식에서 10%의 유의수준에서도 통계적으로 유의하지 않게 나타난다.²²⁾

<표 4> Placebo Test : 기출산 자녀가 적어도 두 명인 21-45세 기혼 및 유배우자 여성들을 대상으로 출산장려정책이 시행되지 않았던 1995-2000년 기간의 지역간 이주에 관한 실증분석 결과

	Hong & Ryan(2009)	연령		인접		주택소유	
		21-33세	34-45세	인접	비인접	소유	비소유
Post	.0368 (1.42)	.0064 (0.23)	.0442+ (1.70)	.0434 (0.53)	.0358 (1.32)	.0093 (0.45)	.0915* (2.53)
Treat	.1018 (0.63)	.0017 (0.01)	.1566 (0.86)	.0488 (0.28)	.1102 (0.68)	.0831 (0.42)	.1255 (1.13)
Post*Treat	-.1848 (1.13)	-.1552 (1.08)	-.2142 (1.17)	-.1914 (1.05)	-.1838 (1.13)	-.1785 (0.91)	-.1967+ (1.72)
상수항	-.0087 (0.41)	.0358 (1.64)	-.0271 (1.20)	.0444 (0.79)	-.0171 (0.75)	.0072 (0.43)	-.0562+ (1.92)
R ²	0.0086	0.0132	0.0118	0.0113	0.0091	0.0074	0.0158
관측수	464	462	464	134	412	464	464

주 : 괄호 안의 수치는 robust 표준오차를 이용한 t-값의 절대치를 나타내며, +, *, 그리고 **는 각각 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함. Post와 Treat은 2000년과 (2004년에 정책을 시행한) 지자체(서울, 인천, 대전의 개별 구와 군, 그리고 경남의 산청군)를 각각 나타내는 더미변수이며, $Post \times Treat$ 은 이 두 변수의 교차항을 나타냄.

만일 <표 2>에서 얻어진 결과가 정책의 효과가 아닌 단순한 추세라면, 즉 특정한 이유가 없이 혹은 알려지지 않은 어떠한 이유로 인해 해당 여성들이 정책을 시행한 지역으로 이주하려는 경향이 시간이 지남에 따라 증가하였다면, 회귀분석에 의한 정책의 효과는 허구적인 결과(spurious results)에 불과하다. 이와 같은 가능성을 검증하기 위해, 분석의 기간을 제외한 모든 조건들을 <표 2>에서와 동일하게 한 상태에서 정책이 시행되지 않은 기간동안의

22) 분석은 둘째 자녀의 출산에 대해서도 지원금을 지급하는 산청군을 포함하고 있으며, 이로 인한 정책 효과의 과대추정 가능성을 수반한다.

해당 여성들의 이주에 대해 식 (1)을 다시 추정하며, 이에 대한 결과는 <표 4>에 보고된다. <표 2>에서는 2000년과 2005년의 자료를 이용하는 반면, <표 4>에서는 1995년과 2000년의 자료를 이용하여 분석한다. <표 2>에서의 결과가 정책이 아닌 단순한 추세에 의한 결과이며 이러한 추세가 5년 전에도 발생하였다면, <표 4>에서도 <표 2>에서와 마찬가지로 $Post \times Treat$ 에 대한 계수의 추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가져야 할 것이다. 하지만, <표 4>에 보고된 결과에 의하면, 모든 회귀식에서 추정치가 음(-)의 값을 갖고 있으며, 임대주택에 거주하는 가구만을 분석의 대상으로 하는 마지막 열에서만 통계적 유의성을 지니는 것으로 나타난다. 이는 <표 2>의 결과가 단순한 추세에 의한 것이 아님을 간접적으로 보여준다.

VI. 결론

본 연구는 2004년 초에 서울, 인천, 대전, 산청군에서 시행된 셋째(산청군의 경우 둘째) 혹은 그 이상 자녀의 출산에 대한 출산장려금지급의 효과를 인구의 지역간 이주를 통해 분석한다. 인구의 지역간 이주는 이주에 따른 거래비용을 수반하기 때문에 정책이 이주에 통계적으로 유의한 영향을 미친 경우 정책의 효과가 그 만큼 실질적임을 의미한다. 하지만, 인구의 지역간 이주는 본 연구의 분석의 대상이 되는 정책 이외에도 다른 많은 요인들에 의해 영향을 받기 때문에, 이에 대한 통제가 필요하다. 본 연구에서는 이와 같은 분석상의 어려움을 해결하기 위해 difference-in-differences 추정법을 이용한다.

정책의 시행으로 인한 잠재적 수혜자(향후 출산으로 인해 지원금을 수령할 자격을 갖출 수 있는 여성)의 지역간 이주-정책 미시행지역에서 시행지역으로의 이주-는 지원금의 수령을 통한 효용이 실질적으로 큼을 의미한다. 본 연구에서는 정책이 기혼여성의 지역간 이주에 통계적으로 유의한 영향을 미칠 뿐만 아니라, 이 기혼여성 혹은 그 가구(household)의 특성에 따라 효과가 상이함을 보여준다. 다시 말해, 특정 지자체의 출산장려정책을 통한 출산을 증대효과는 지리적으로 인접한 타 지자체가 동일한 혹은 유사한 출산장려정책을 시행하지 않고 있으며 소유주택보다는 임대주택에 거주하는 기혼여성의 수가 많을수록 (출산을 계획하는 기혼여성들의 정책시행지역으로의 유입을 통해) 보다 더 크게 나타남을 보여준다.

출산장려정책의 효과를 평가함에 있어 기존의 연구들이 출산을 분석의 대상으로 하는 반면, 본 연구는 해당 가구의 지역간 이주에 대해 고찰한다. 이는 기존 연구결과들이 정책의

시행으로 인해 장래에 예정이었던 출산을 단순히 시기만 앞당김으로써 합계출산율에는 영향을 미치지 않을 가능성을 간과하는 단점을 보완한다.

【참고문헌】

- 김우영, 2007, “여성의 출산과 경제활동참가 결정 요인 분석”, 금융경제연구, 307, 한국은행 금융경제연구원.
- 김현숙·류덕현·민희철, 2006, “장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산을 결정요인에 대한 경제학적 분석”, 한국조세연구원.
- 김혜선, 2006, “정부의 저출산 대응정책”, 한국자모보건학회 제19회 춘계학술대회 연제집, pp. 56-59.
- 박경애, 2007, “최근의 출산력과 정책적 함의”, 한국인구학 30(3), pp. 137-156.
- 유계숙, 2009, “저출산 대응정책이 출산순위별 출산에 미치는 영향”, 한국가정관리학회지 27(2), pp. 191-202.
- 이인숙, 2005, “저출산의 요인분석과 사회복지적 함의”, 한국사회복지학 57(4), pp. 67-90.
- Baughman, Reagan and Stacy Dickert-Conlin, 2009, “The Earned Income Tax Credit and Fertility,” *Journal of Population Economics* 22(3), pp. 537-563.
- Choe, Minja Kim, Larry L. Bumpass, and Noriko O. Tsuya, 2004, “Employment,” pp. 95-113 in *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective*, edited by Norik O. Tsuya and Larry L. Bumpass, Honolulu, HI: University of Hawaii Press.
- Harding, John, Stuart Rosenthal, and C. F. Sirmans, 2003, “Estimating Bargaining Power in the Market for Existing Homes,” *Review of Economics and Statistics* 85(1), pp. 178-188.
- Hong, Sung Hyo and Ryan Sullivan, 2009, “The Effects of Subsidies for Childbearing on Migration and Fertility – Evidence from Korea,” Working Paper.
- Kearney, Melissa, 2004, “Is There an Effect on Incremental Welfare Benefits on Fertility Behavior? A Look at the Family Cap,” *Journal of Human Resources* 39(2), pp. 295-325.
- Milligan, Kevin, 2005, “Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and

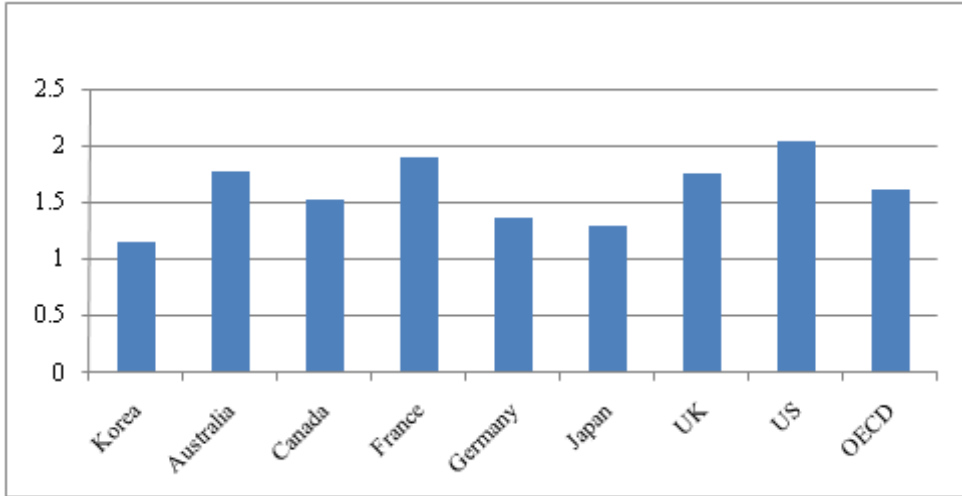
Fertility,” *Review of Economics and Statistics* 87(3), pp. 539–555.

Moffitt, Robert, 1998, “The Effect of Welfare on Marriage and Fertility: What Do We Know and What Do We Need to Know?” in *Welfare, the Family, and Reproductive Behavior*, ed. R. Moffitt. Washington: National Research Council, National Academy of Sciences Press.

OECD, 2010, *OECD Factbook 2010*.

【부 록】

〈그림 1〉 OECD회원국의 합계출산율, 2004



〈부표 1〉 전국 지자체의 출산·보육지원 사업

지자체	사업명	사업내용	사업기간
〈보육료 지원사업〉			
서울시	셋째 아이 보육료 지원	- 만 3세 이하의 셋째 이상 자녀 - 시 지정 보육시설에 맡긴 자녀의 보육료 지원	04.3 ~ 05.2 (이후 확대 예정)
인천시	상동	- 직업 가진 산모의 셋째 아이로 만 5세 이하 - 매월 20만원 정액	04.1 ~
대전시	상동	만 3세 미만 셋째 아이를 보육시설에 보낼 때 20만~25만7천원	04.7 ~
경남 산청군	둘째 아이 보육료 지원 및 신생아 출산축하금	- 둘째 이후 보육시설에 다니는 아이에게 월 12만~18만원 - 신생아 출생시 10만원 지급(연 250명 제한)	04.1 ~ (보육비) 00.7 ~ (출산축하금)
〈출산 장려금, 용품 등 기타 지원〉			
경기도 수원시	출산장려 축하금	셋째부터 매 출산당 20만원 상당 유아용품 상품권	04.1 ~
경기도 가평군	상동	셋째부터 매 출산당 10만원	04.1 ~
경기도 연천군	상동	신생아에게 순금 1돈 반	03.1 ~
경기도 양평군		농촌 지역 신생아에게 은목걸이(3만5천원 상당)	03.8 ~

경기도 남양주시		- 셋째부터 매회 10만 ~ 30만원	05년 예정
강원도 태백시		- 신생아에게 10만원 상당 상품권 및 신생아 명의 통장	03.8 ~
강원도 삼척시		- 신생아에게 10만원 상당 상품권	04.1 ~
충북 청원군	출산육아용품	- 신생아에게 35만원 상당 물품	03.1 ~
충북 보은, 옥천, 영동, 단양군	출산용품지급 등	- 신생아에게 기저귀·앨범·목욕용품 등 지급	01.1 ~ (보은, 옥천) 04.2 ~ (영동, 단양)
충남 연기군	생애주기별 특별지원금	- 출산시 35만원 상당 출산용품 교환권, 4차 예방접종 후 1개월 내에 10만원 상당 영유아용품 교환권	03.1 ~
전북 군산시	출산장려금	- 셋째 이상 20만원 지급(인원 150명 제한)	04.1 ~
전북 정읍시	상동	- 셋째 이상 30만원 지급(인원 330명 제한)	04.1 ~
전남	농어촌 신생아 양육비 지원	- 도내 농어촌 지역 1년 이상 거주 가정의 신생아에게 1인당 30만원 지원	01.1 ~
경북 군위군	모자건강관리비	- 신생아에게 20만원 - 출생 1년 30만원(연인원 360명 제한)	01.1 ~
경북 의성군	출산장려금	- 신생아 출생시 5만원	04.1 ~
경북 영양군	육아용품 지원	- 신생아에게 30만원 상당 육아용품	04.1 ~
경북 청도군	출산축하금	- 신생아에게 5만원	03.1 ~
경북 고령군	출산육아용품	- 신생아에게 5만원 상당 육아용품	04.9 ~
경북 봉화군	상동	- 신생아에게 35만원 상당 육아용품(연 250명 제한)	03.5 ~
경남 함양군	출산축하금	- 신생아에게 10만원	01.1 ~
경남 합천군	출생장려금	- 신생아에게 30만원	03.3 ~
제주도 북제주군	출산장려금, 미숙아 의료비 지원	- 셋째부터 출산장려금품 및 미숙아 의료비 지원	계속 사업
제주도 남제주군	출산수당	- 출산 가정에 30만원?(연 700명 제한)	04.1 ~

출처 : ‘당신은 받았나요? 셋째아이장려금’, 중앙일보, 2004년 8월 3일자

〈부표 2〉 인접여부와 주택소유여부에 따른 분석결과

	인접			비인접	
	소유	비소유		소유	비소유
Post	-0.10702 (1.48)	-0.08965 (1.30)		-0.02404 (1.90)+	-0.07561 (2.82)**
Treat	-0.18117 (2.53)*	-0.10437 (1.83)+		-0.08335 (4.13)**	-0.06681 (2.23)*
Post*Treat	0.13600 (1.79)+	0.13039 (1.74)+		0.05302 (2.05)*	0.11635 (2.98)**
상수항	0.10234 (1.48)	0.06850 (1.28)		0.00451 (0.47)	0.03094 (1.35)
R2	0.0976	0.0181		0.0434	0.0166
관측수	134			416	

주 : 괄호 안의 수치는 robust 표준오차를 이용한 t-값의 절대치를 나타내며, +, *, 그리고 **는 각각 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함. Post와 Treat은 2005년과 (2004년에 정책을 시행한) 지자체(서울, 인천, 대전의 개별 구와 군, 그리고 경남의 산청군)를 각각 나타내는 더미변수이며, Post*Treat은 이 두 변수의 교차항을 나타냄.

〈Abstract〉

Analysis on the Effects of Local Governments' Childbearing Encouragement Policy through Migration

Sung-hyo Hong*

Through inter-regional migration of women with at least two children, aged between 21 and 45 years, married, and with a spouse alive, this study analyzes the effects of the policy implemented in Seoul, Incheon, Daejeon, and Sancheong-gun (Kyungnam) to encourage the third (the second in case of Sancheong) or later childbirth. Hong and Ryan (2009), using difference-in-differences estimation method, show that the childbearing enhancement policy has a statistically significant influence on people's migration from an area without the policy to that with the policy, while in this study such an inter-regional move seems to vary according to the age of the woman in question, the fact whether or not she resides in an area adjacent to the policy-implementing area, and the fact if she is the owner or renter of the housing unit where she resides.

Based on the empirical results from 2000 and 2005 Population and Housing Census, when the woman in question is relatively young, resides in the area neighboring to the policy-implementing area, or lives in a rental housing unit rather than one owned by herself or her family, it seems that she is more likely to significantly move to an area with the policy in order to receive the benefits. Additional analyses show that these results are not spurious but indebted to the policy.

Compared to previous studies showing the effect of a childbearing enhancement policy through the change in a fertility rate, this study through people's migration to a policy-implementing area not only shows that the effect of the policy is substantial but also is less concerned about the possibility that the effect of the

* Jeonbuk Development Institute(sunghyohong@hotmail.com)

policy would be overestimated since the policy just shortens the birth-interval without raising the total fertility rate.

Keywords : Childbearing Enhancement Policy, Low Fertility, Inter-regional Migration, Total Fertility Rate