

한국 지방자치단체 출산장려정책의 효과 평가*

이 석 환

This study examines the effects of local governments' pro-natalist policies which, from the beginning, have been controversial about their effects and eligibility criteria. We develop regression models which relate the crude fertility rate to birth subsidies, health insurance for newborn children, and other determinants of the fertility rate. Using a data set of 230 municipalities from 2001 to 2010, we estimate the models by panel regression method. The results provide evidence that municipal birth subsidies have a positive effect on the fertility rate. Specifically, municipal birth subsidies for the first child and those for the second child raise the fertility rate and those for the first child have a greater effect than those for the second child. But, municipal birth subsidies for the third or the higher child are found to be ineffective. The results also show that provincial birth subsidies have a positive effect on the fertility rate and that provincial subsidies for the second child have a greater effect than those for the third child. However, it is found that municipal health insurance for newborn children does not have any statistically significant effect on the fertility rate. Among fertility rate determinants, marriage rate, the ratio of childbearing-aged women, and education level are found to be most important factors of the fertility rate.

* 이 논문은 한양대학교 교내연구지원사업으로 연구되었음(HY-2013년도).

주 제 어 : 출산장려정책, 출산장려금, 신생아 건강보험, 정책평가, 패널회귀분석

Key words : Pro-natalist Policy, Birth Subsidy, Health Insurance for Newborn Children, Policy Evaluation, Panel Regression Analysis

I. 서론

우리나라의 출산율은 1970년대 이후 지속적으로 감소해 오고 있으며, 1980년대 초에 이미 합계출산율이 대체출산율인 2.1명 이하로 하락하였다.¹⁾ 출산율의 저하는 장기적으로 노동력의 감소와 소비시장의 축소를 통해 성장잠재력을 위축시키고 경제성장을 둔화시키는 문제를 일으킨다(조남훈 외, 2008). 또한 출산율의 저하는 평균수명의 연장과 함께 인구구조의 고령화를 촉진시킨다. 저출산과 인구구조의 고령화는 사회복지비용을 증가시켜 국가재정을 악화시키고, 노령인구 부양을 위한 조세, 연금, 건강보험 등의 비용부담에 대한 세대 간 갈등을 유발하여 사회통합을 저해한다(조명덕, 2010).

우리나라보다 먼저 저출산을 경험하고 저출산으로 인한 문제의 심각성을 인지한 서구에서는 1970년대부터 경제적 지원정책, 보육지원정책, 일·가정 양립 지원정책 등 다양한 저출산 대응정책을 시행해오고 있다. 이러한 다양한 출산장려정책들은 1960년대 신가계경제학(new home economics)에서 시작된 출산력 결정요인에 대한 연구의 성과들을 반영하고 있다. 이후 사회학, 인구학, 경제학 등 다양한 학문분야에서 출산장려정책의 효과를 검증한 정책평가 연구가 수행되어 상당한 연구성과가 축적되어 있다.²⁾

한편, 우리나라는 1970년대 이후 출산율의 지속적인 감소에도 불구하고, 초저출산 사회로 진입한 2000년대 초반 이후에야 기초자치단체를 중심으로 저출산 문제에 정책적으로 대응하기 시작했다. 중앙정부는 1995년까지 출산억제정책을 유지했으며, 2005년에야 저출산·고령화기본법을 제정하여 저출산 문제에 정책적으로 대응하기 시작했고, 광역자치단체는 2007년 서울시가 처음으로 출산장려정책을 조례로써 제도화했다. 이에 비해 기초자치단체는 2002년 전라남도 함평군이 최초로 출산장려정책을 도입한 후 다른 기초자치단체로 확산되기 시작하여 2011년 현재 207개 기초자치단체가 출산장려정책을 시행하고 있다.

그러나 지방자치단체 출산장려정책은 도입 초기부터 지원대상, 지원금액, 지원요건 등의 지역적 차이에 대해 논란이 있었고, 더군다나 출산장려정책이 의도한 출산율 제고효과를 달성하지 못할 것이라는 비판이 지속적으로 제기 되었다. 또한 출산장려정책의 효과에 대한 평가연구가 2000년대 후반부터 진행되었으나, 출산장려정책의 효과에 대해 서로 상충되는 결과를 제시하고 있어 제기된 논란에 해답을 제시하기에는 부족한 실정이다.

본 연구의 목적은 논란이 되고 있는 지방자치단체의 출산장려정책이 의도한 대로 출산율 제고효과를 발휘하고 있는지, 있다면 효과의 크기는 어느 정도인지를 분석하는 것이다.

-
- 1) 합계출산율(total fertility rate-TFR)은 여자 1명이 가임기간(15-49세) 동안 낳을 것으로 예상되는 평균 자녀의 수를 의미하며, 대체출산율은 이민이나 사망률의 변화 없이 현재의 인구규모를 유지하기 위해 필요한 출산율 수준을 의미하는데 합계출산율 기준으로는 2.1명에 해당한다(김현숙 외, 2006).
 - 2) 서구에서 수행된 출산장려정책의 효과에 대한 경험적 연구결과는 Gauthier(2007)와 Sleebos(2003)에 잘 요약되어 있다.

이를 위해 출산율을 종속변수로 하고 지방자치단체 출산장려금정책과 신생아 건강보험료 지원정책을 독립변수로 하는 회귀모형을 설정하였다. 출산율은 인구 천 명당 출생아수로 측정하였고, 출산장려금정책과 신생아 건강보험료 지원정책은 도입여부, 도입연차, 책정금액 등 다양한 방법으로 조작화하였다. 회귀모형은 전체 230개 기초자치단체의 2001년부터 2010년까지의 패널자료를 대상으로 패널회귀분석방법을 적용하여 추정하였다.

현시점에서 출산장려정책의 효과를 평가하는 것은 출산장려정책과 관련된 논란과 비판에 대한 답을 제시할 수 있으며, 바람직한 방향으로 출산장려정책을 개선하는데 도움을 줄 수 있을 것이라고 판단된다. 본 연구는 연구의 시간적·공간적 범위의 확대, 독립변수 측정방법의 다양화, 정책수단과 정책효과 간의 인과관계 검증에 적합한 패널회귀분석의 적용 등을 통해 선행연구를 보완하고 보다 신뢰성 있는 연구결과를 도출하려고 노력하였다. 이러한 노력을 통해 도출된 연구결과는 출산장려정책의 지원대상과 지원금액 등에 대한 정책방향을 설정하는데 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다.

II. 기존문헌 검토

1. 출산력 결정요인

출산력 결정요인 연구는 저출산 문제에 봉착한 국가들에서 저출산의 원인을 규명하려는 노력에서 시작되었다. 이러한 출산력 결정요인 연구는 인구·사회학적 접근, 경제적 접근, 문화적 접근으로 분류할 수 있다.

인구·사회학적 접근은 출산력에 영향을 미치는 구체적 변수로 여성의 교육수준, 초혼연령, 혼인율, 가임여성인구 등을 제시하고 있다. 여성 교육수준의 상승은 여성의 경제활동 참여와 임금수준을 높여 출산에 대한 기회비용을 상승시켜 출산율을 낮추거나, 교육기간의 증가가 결혼연령과 출산연령을 증가시켜 출산율을 낮추는 작용을 한다(공선영, 2006; 석호원, 2011; 최준욱·송헌재, 2010; d'Addio & d'Ercole, 2005). 이론적으로 초혼연령의 상승은 결혼 후 여성의 가임기간을 단축시켜 출산력의 감소로 이어진다고 한다(정성호, 2010). 경험적 연구에서 초혼연령의 상승이 출산자녀수(김현숙 외, 2006), 희망자녀수(공선영, 2006), 합계출산율(조명덕, 2010) 등에 부정적인 영향을 미친다는 것이 확인되었다. 출산은 주로 혼인을 한 가임여성을 통해 이루어지기 때문에 출산력은 혼인율과 가임여성비율의 영향을 받는다. 석호원(2011), 이명석 외(2012), 이충환·신준섭(2013), 최상준·이명석(2013) 등이 혼인율이 합계출산율에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 증명하였다.

경제적 접근은 출산결정을 경제적으로 합리적인 의사결정으로 간주하고, 자녀의 경제적 비용과 편익 측면에서 출산의 결정요인을 분석한다. 경제적 접근은 소득, 경제상황, 여성의

경제활동 참여, 자녀 보육·교육비 등을 출산력 결정요인으로 제시하고 있다. 소득수준과 출산력의 관계에 대해서는 소득의 증가가 출산력을 상승시킨다는 주장(김현숙 외, 2006; 최준욱·송헌재, 2010; Namboodiri, 1970)과 소득의 증가는 자녀수에 대한 수요보다는 자녀의 질에 대한 수요를 증가시켜 자녀 양육비는 증가하나 자녀수는 감소한다는 주장(공선영, 2006; 석호원, 2011; Becker, 1960; Becker & Lewis, 1973)이 공존하고 있다. 노동시장의 불안정성과 불경기는 결혼과 출산을 연기하게 하거나 출산과 자녀양육에 대한 비용부담을 증가시킴으로써 출산력을 저하시키는 영향요인으로 작용하게 된다(공선영, 2006; 정성호, 2010; 조명덕, 2010; d'Adiddo & d'Ercole, 2005; Meron & Widner, 2002). 이론적으로 자녀의 보육·교육비는 자녀에 대한 수요와 출산율에 부정적인 영향을 미칠 것으로 주장되며(Becker, 1981; Rindfuss and Brewster, 1996), 경험적 연구에서도 교육·양육비가 출산력을 감소시킨다는 것이 확인되었다(조명덕, 2010; 최준욱·송헌재, 2010; Blau & Robins, 1989). 일반적으로 여성의 경제활동 참여는 초혼연령과 출산연령을 상승시키고 자녀양육의 기회비용을 증가시켜 출산력을 감소시킨다고 한다(Becker & Lewis, 1973; Willis, 1973). 그러나 경험적 연구에서는 여성의 경제활동 참여와 출산력간의 부정적인 관계(조명덕, 2010; 최준욱·송헌재, 2010)와 긍정적인 관계(정성호, 2012; Brewster & Rindfuss, 2000)를 확인한 연구결과가 공존하고 있다.³⁾

문화적 접근은 인간의 가치관이나 행태와 사회적 규범이나 분위기 등 문화적 요인의 중요성을 강조한다. 문화적 접근의 시각에서 결혼과 출산은 부부의 역할, 양성평등, 결혼, 자녀 등에 대한 개인의 가치관과 사회적 규범 등에 의해 결정된다고 한다. 가정과 사회에서의 양성평등 수준은 출산력에 직접 영향을 미치거나 여성의 경제활동 참여와 일·가정 양립 분위기 등을 통해 간접적으로 출산력에 영향을 미치게 된다. 경험적 연구에서 사회의 양성평등(Chesnais, 1996; McDonald, 2000)과 가정 내 평등한 가사분담(박수미, 2008; Torr & Short, 2004)이 출산력을 높인다는 것이 확인되었다. 결혼에 대한 부정적 인식이 출산력을 감소시키고(이삼식, 2006; 이인숙, 2005), 자녀의 필요성이 높을수록 자녀수가 많다(김승권·조애저, 2000; 김승권·서문희, 2001)는 것이 경험적으로 증명되었다. 그리고 자녀에 대한 차별적인 성선호를 나타내는 남아선호사상도 경험적으로 그 영향이 확인되었다(예로, 김현숙 외, 2006; 박수미, 2008; 최준욱·송헌재, 2010).

3) 더군다나 Ahn & Mira(2002), Engelhardt et al.(2004), Kögel(2004), Rindfuss et al.(2003) 등은 OECD 국가에서 여성의 경제활동 참여와 출산율 간의 관계가 1970년대 음(-)의 상관관계에서 1980년대 후반이후 양(+)의 상관관계로 전환되었다는 연구결과를 제시하였다(Kohler et al, 2006: 15에서 재인용). 여성 경제활동 참여의 출산율에 대한 상이한 영향은 여성의 경제활동 참여가 사회문화적 조건과 국가정책에 따라 출산력에 상이한 영향을 미치기 때문이며(공선영, 2006: 126), Rindfuss et al.(2003)은 여성의 경제활동 참여와 출산율 간 관계의 방향변화는 일·가정양립 정책이 출산율에 간접적으로 미친 영향의 증거라고 한다(Gauthier, 2007: 330-331에서 재인용).

2. 출산장려정책의 효과

저출산 문제를 경험한 국가에서 출산력을 제고하기 위한 다양한 출산장려정책들이 시행되고 있고, 이러한 정책들의 효과를 평가한 경험적 연구들이 수행되었다. 기존문헌에서는 출산장려정책을 경제적 지원정책, 보육지원정책, 일·가정양립 지원정책 등으로 분류하는데(예로, d'Addio & d'Ercole, 2005; Kohler et al., 2006), 본 연구의 평가대상 정책인 경제적 지원정책을 중심으로 국내·외 선행연구를 살펴보고자 한다.⁴⁾

경제적 지원정책은 출산·양육지원금, 조세감면, 아동수당 등의 금전적 지원 통해서 출산력을 제고하려는 정책을 의미한다(Kohler et al., 2006). 경제적 지원정책은 자녀에 대한 수요는 주어진 소득수준에서 자녀양육 비용과 자녀에 대한 개인적 선호의 함수로 보는 Becker(1960)와 Leibenstein(1957)의 경제적 모형에 기초하고 있다(Gauthier, 2007: 325; d'Addio & d'Ercole, 2005: 47). 출산에 대한 경제적 모형에 따르면 경제적 지원정책은 보조금을 지급하여 출산이나 양육비용을 감소시키거나 이전지출을 통해 소득을 증가시켜 자녀에 대한 수요를 증가시킴으로서 결국 출산력을 높일 것으로 기대된다.

1970년대부터 다양한 출산장려정책을 시행한 서구에서는 1980년대 후반부터 정책효과를 검증한 연구가 활발히 진행되어 상당한 연구성과가 축적되어 있다(Sleeboos, 2003). 국가나 지방정부 등을 대상으로 한 거시적 연구가 OECD 국가(Gauthier & Hatzius, 1997; Castles, 2003), 독일(Buttner & Lutz, 1990), 미국(Georgellis & Wall, 1992; Whittington et al, 1990), 서유럽 국가(Blanchet & Ekert-Jaffé, 1994), 스웨덴(Walker, 1995; Bjorklund, 2006), 영국(Emisch, 1988), 캐나다(Brouillette et al., 1993; Duclos et al., 2001; Zhang et al., 1994; Parent & Wang, 2007) 등 다양한 국가에서 수행되었다. 연구결과는 대부분의 경제적 지원정책이 출산율을 높이는 효과가 있으나 그 효과의 크기는 매우 작다고 요약할 수 있다(Gauthier, 2007: 331).⁵⁾

가임여성을 대상으로 한 미시적 연구도 영국(Cigno & Ermisch, 1989), 스웨덴(Oláh, 2003), 캐나다(Milligan, 2005), 프랑스(Laroque & Salanie, 2004), 프랑스·영국(Ekert-Jaffé et

4) 보육지원정책은 보육시설의 건립과 운영, 민간보육시설의 서비스품질과 보육료에 대한 규제 등을 통해 부모의 보육 부담을 경감하려는 정책을 의미하며, 보육지원정책은 여성의 일·가정 양립을 가능하게 하여 직·간접적으로 여성의 출산결정에 영향을 미침으로써 출산력 감소를 억제하는 효과가 있다(Sleeboos, 2003: 38-39)고 한다.

일·가정양립 지원정책은 출산친화적인 문화조성, 출산휴가, 육아휴직 등을 통해 출산·육아와 여성의 경제활동 참여의 양립을 가능하게 하기 위한 정책을 의미하는데, 출산 친화적 문화조성정책은 가치관의 변화를 통해 가임여성들의 출산·양육동기를 높여 출산력을 제고하고(Sleeboos, 2003: 42), 출산휴가와 육아휴직은 자녀양육의 기회비용을 줄임으로써 출산력을 제고하거나 출산시기를 앞당기는데 기여할 수 있다(Sleeboos, 2003: 39-40)고 한다.

5) Gauthier(2007: 325)는 경제적 지원정책의 출산율 제고효과가 실질적으로 매우 작게 나타나게 된 것은 자녀의 수와 자녀의 질의 상쇄관계 때문이라고 설명한다. 즉, 일반적으로 소득의 증가는 자녀에 대한 수요를 증가시킨다고 하지만, Beck & Lewis(1973)가 주장했듯이 증가한 소득이 자녀의 질을 제고하는 데 사용될 수도 있다는 것이다.

al., 2002), 핀란드(Vikat, 2004) 등의 국가를 대상으로 수행되었다. 대부분의 미시적 연구도 경제적 지원정책이 출산율에 긍정적인 영향을 미친다고 결론짓고 있다. 그러나 미시적 연구는 경제적 지원정책의 효과가 출생순위에 따라 다양하게 나타난다고 제시하고 있다.6)

우리나라에서는 출산장려정책이 도입·시행된 후 일정 기간이 지난 2000년대 후반에 정책의 효과를 경험적으로 평가한 연구들이 수행되었다. 국내 선행연구는 가임여성이나 가구를 분석대상으로 출산의향에 대한 효과를 검증한 미시적 연구와 정부를 분석단위로 출산율에 대한 효과를 검증한 거시적 연구로 분류하여 <표 1>에 제시하였다. 국내의 미시적 연구는 대체로 경제적 지원정책이 출산이나 출산의향을 증가시킨다는 것을 확인한 반면, 거시적 연구의 결과는 혼재되어 있다고 요약할 수 있다.

<표 1> 국내 출산장려정책의 효과에 대한 연구

연구자 (연도)	분석단위 (연도)	분석방법	종속변수	독립변수	효 과
미시적 연구					
유계숙 (2009)	출산가구 (2007)	로지스틱	출산여부	보육·교육비 지원 여부	+
이미란 (2009)	미혼여성 (2007)	OLS	출산의향	출산지원에 대한 인식	+
				보육지원에 대한 인식	없음
최준욱·송헌재 (2010)	가임여성 (2009)	프로빗	출산의향	출산장려금 합	+
정성호 (2012)	기혼여성 (2009)	로짓	추가출산의향	경제적 지원의 인지도/이용도	+/+
거시적 연구					
신효영·방은령 (2008)	충남 기초 (2005-2007)	차이비교	출생아수 합계출산율	출산장려정책 도입 여부	없음
조명덕 (2010)	중앙 정부 (1970-2008)	OLS 2SLS	합계출산율	저출산기본계획 도입	+
석호원 (2011)	서울 기초 (2005-2009)	FE	출생아수 합계출산율 연령별출산율	출산장려금 지원 여부	없음
				출산장려금 예산액	없음
				출산장려금 합	없음
허만형·이정철 (2011)	164개 기초 (2000-2008)	T 검증 상관관계	합계출산율 추세	출산장려금 지원 여부	+
				출생순위별 출산장려금	없음
이명석 외 (2012)	전국 기초 (2005-2009)	FE	합계출산율	출산장려금 합(광역+기초)	+
이충환·신준섭 (2013)	181개 기초 (2009)	OLS	합계출산율	출산장려금 정책에 대한 공무원의 인식	+
최상준·이명석 (2013)	전국 광역 (2001-2010)	FE	합계출산율	아동복지 예산	+

주: OLS는 최소자승(ordinary least squares), 2SLS는 2단계 최소자승(two-stage least squares), FE는 고정효과(fixed effect-FE) 모형을 의미함.

6) 경제적 지원정책이 첫째아이(Laroque & Salanie, 2004; Vikat, 2004), 둘째아이(Milligan, 2005), 셋째 아이(Ekert-Jaffé et al., 2002)의 출산확률에 영향을 미친다는 연구결과가 있는 반면, 둘째아이(Vikat, 2004)와 셋째아이(Laroque & Salanie, 2004)의 출산확률에는 영향이 없다는 연구결과도 있다.

거시적 연구들은 출산장려정책의 효과에 대해 상충되는 연구결과를 제시하고 있다. 조명덕(2010)은 중앙정부의 저출산기본계획 도입이 출산율을 높였다는 연구결과를 제시하였고, 최상준·이명석(2013)은 광역정부의 아동복지 예산이 많을수록 출산율이 높다는 것을 확인하였다. 그러나 기초자치단체를 대상으로 한 연구 중 신호영·방은령(2008)과 석호원(2011)은 출산장려금의 출산율 제고 효과가 없다는 결과를 제시한 반면, 이명석 외(2012)와 이충환·신준섭(2013)은 반대의 연구결과를 제시했다. 한편, 허만형·이정철(2011)의 연구에서는 출산장려금을 지원여부로 측정했을 때는 효과가 있으나, 출생순위별 출산장려금으로 측정할 경우에는 효과가 없는 것으로 나타났다.

미시적 연구들은 대체로 출산장려정책의 효과를 인정하고 있다. 대부분의 미시적 연구는 보육·교육비 지원의 출산에 대한 효과(유계숙, 2009), 출산장려금의 출산의향에 대한 효과(최준욱·송헌재, 2010), 경제적 지원에 대한 인지도와 이용도의 추가출산의향에 대한 효과(정성호, 2012)를 경험적으로 확인하였다. 그러나 이미란(2009)은 출산지원에 대한 인식은 출산의향에 긍정적인 영향을 미치지만, 보육지원에 대한 인식은 영향이 없다는 결과를 제시하였다.

3. 국내 선행연구에 대한 평가와 본 연구의 접근방법

우리나라 지방자치단체 출산장려정책의 효과를 검증한 거시적 연구는 일관성 있는 연구결과를 제시하지 못하고 있다. 이러한 연구결과의 불일치는 분석단위, 변수의 측정, 분석방법 등의 차이에서 기인한 것으로 생각된다. 이하에서는 본 연구의 분석단위인 기초자치단체를 대상으로 한 연구에 대해 연구범위, 독립변수의 측정, 분석방법 측면에서 평가하고 본 연구에서 고려해야 할 사항을 도출하였다.

첫째, 연구의 공간적 범위는 이명석 외(2012)를 제외하고 모두 서울(석호원, 2011), 충남(신호영·방은령, 2008), 출산장려정책 도입 단체(허만형·이정철, 2011), 설문응답 단체(이충환·신준섭, 2013) 등 일부 기초자치단체만을 대상으로 하고 있고, 시간적 범위는 허만형·이정철(2011)을 제외하고 모두 시작 시점을 2005년으로 하고 있다. 출산장려정책의 효과에 대해 신뢰성 있고 종합적인 평가를 위해서는 시간적 범위를 출산장려정책의 최초 도입시점인 2002년 이전으로 설정하고, 전체 기초자치단체를 대상으로 연구를 수행하는 것이 필요하다.

둘째, 독립변수인 출산장려정책은 도입여부를 나타내는 가변수(신호영·방은령, 2008; 석호원, 2011; 허만형·이정철, 2011), 출산장려금 합(석호원, 2011; 이명석 외, 2012), 출생순위별 출산장려금(허만형·이정철, 2011), 출산장려정책 예산액(석호원, 2011), 출산장려정책의 활성화에 대한 주관적 인식(이충환·신준섭, 2013) 등 다양한 방법으로 측정되었다. 동일한 연구에서도 측정방법에 따라 출산장려정책의 효과가 다르게 나타난 연구결과(예로, 허만

형·이정철, 2011)를 감안하면, 신뢰성 있는 연구결과를 위해 다양한 방법으로 출산장려정책을 측정하는 것이 필요하다.

셋째, 분석방법 측면에서는 정책도입 전후의 출산율(신효영·방은령, 2008) 또는 출산율 추세(허만형·이정철, 2011)의 차이검증, 출산장려금과 출산율 추세 간의 상관관계 검증(허만형·이정철, 2011), 횡단면 회귀분석(이충환·신준섭, 2013), 패널고정효과모형(석호원, 2011; 이명석 외, 2012) 등 다양한 분석방법이 사용되었다. 출산장려정책의 효과평가는 출산장려정책(원인)과 출산율(결과) 간의 인과관계를 정확하게 추정하는 것이 핵심이다. 그러나 정책도입 전후의 출산율 또는 출산율 추세의 차이검증, 출산장려금과 출산율 추세 간의 상관관계분석, 횡단면 회귀분석 등은 출산장려정책 외에 출산율에 영향을 미치는 교란요인의 영향을 통제하지 못해 출산장려정책과 출산율 간의 인과관계를 검증하는데 한계가 있다. 출산장려정책 외에 출산율에 영향을 미치는 교란요인을 독립변수로 포함한 패널회귀분석이 출산장려정책의 효과를 검증하기 위한 적절한 비실험적 분석방법으로 판단된다.⁷⁾

본 연구는 지방자치단체 출산장려정책의 효과에 대한 기존 연구를 보완하고 보다 신뢰성 있는 연구결과를 도출하기 위해 다음과 같은 접근을 시도하고자 한다. 첫째, 기초자치단체 출산장려정책의 최초 도입 이전 시점을 포함하여 연구의 시간적 범위 설정하고자 한다. 둘째, 출산장려정책의 종합적인 효과를 평가하기 위해 전체 기초자치단체를 연구의 공간적 범위로 설정하고자 한다. 셋째, 도입 여부, 도입 연차, 출산장려금 합, 출생순위별 출산장려금 등 다양한 방법으로 독립변수를 측정하고자 한다. 넷째, 출산장려정책과 출산율 간의 인과관계 검증에 적합한 패널자료를 구축하여 패널회귀분석을 적용하고자 한다.

III. 연구설계

1. 연구모형

본 연구의 목적은 저출산 문제를 해결하기 위해 도입한 기초와 광역자치단체의 출산장

7) 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 정책도입 전후의 출산율 또는 출산율 추세 변화 중에는 출산장려정책 이외의 요인에 의한 변화도 포함되어 있는데, 차이검증으로는 이러한 교란요인의 효과를 통제할 수 없어 순수한 정책의 효과를 분리해내는 것이 불가능하다. 둘째, 출산장려정책과 출산율 추세 간의 단순상관관계에도 교란요인의 영향이 포함되어 있어 상관관계 분석결과를 인과관계의 증거로 제시하는 것은 부적절하다. 셋째, 횡단면 회귀분석은 교란요인을 독립변수로 모형에 포함함으로써 교란요인의 영향을 통제할 수 있지만, 출산장려정책 도입 단체와 미도입 단체 간의 출산율 차이만을 설명할 뿐 출산장려정책 도입으로 인한 특정 단체의 출산율 변화를 파악할 수 없다. 따라서 도입 단체와 미도입 단체 간의 횡단적 출산율 차이와 도입 전후의 종단적 출산율 변화에 대한 정보를 모두 포함하는 패널자료를 구축하고, 교란요인을 독립변수로 포함한 회귀분석을 실시하는 것이 적절한 비실험적 정책평가 방법으로 판단된다.

려금정책과 기초자치단체의 신생아 건강보험료 지원정책이 의도한 대로 출산력을 높이는 지, 높인다면 효과의 크기는 어느 정도인지를 분석하는 것이다. 이를 위해 아래의 모형을 설정하고 패널회귀분석을 실시하고자 한다.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 CBS_{it-1} + \beta_2 CIS_{it-1} + \beta_3 MGCBS_{ijt-1} + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{it-1k} + \nu_{it} \quad (1)$$

여기서 i 는 제주도를 제외한 전국의 230개 기초자치단체, t 는 2001년에서 2010년의 시점, j 는 기초자치단체 i 가 속한 광역자치단체, k 는 통제변수의 수, Y_{it} 는 출산력의 측정지표인 출산율, CBS_{it-1} 와 $MGCBS_{ijt-1}$ 는 각각 $t-1$ 시점의 기초자치단체와 광역자치단체의 출산장려금정책, CIS_{it-1} 는 $t-1$ 시점의 기초자치단체 신생아 건강보험료 지원정책, X_{it-1k} 는 출산력에 영향을 미칠 것으로 예상되는 $t-1$ 시점의 결정요인, ν_{it} 는 오차항을 각각 의미한다.

출산에 영향을 미치는 독립변수나 통제변수가 출산동기를 형성하고 출산에 이르게 하기까지는 일정한 시간이 소요된다. 본 연구는 대부분의 경험적 연구와 같이 독립변수인 출산장려정책과 통제변수의 효과가 1년의 시차를 두고 발생할 것이라고 가정하고 분석을 수행하고자 한다. 독립변수와 통제변수에 1년의 시차를 주는 것은 이들 변수와 종속변수 간에 발생가능한 동시적 내생성과 인과적 추론의 시간적 선행성 조건 측면에서도 적절한 것으로 판단된다. 그러나 정책이 홍보되고 이에 정책대상집단이 반응하기까지 소요되는 시간과 출산동기 형성-임신-출산 과정의 기간을 고려하면 출산장려정책이 출산력에 미치는 영향은 2년 이상의 시차를 두고 발생할 가능성이 있다. 본 연구는 정책도입 가변수와 도입연차 가변수를 이용하여 독립변수인 출산장려정책에 1년의 시차를 두는 것이 적절한 것인지를 검증하고자 한다.

2. 변수의 측정

1) 종속변수

지방자치단체의 출산장려정책이 목표하고 있는 출산력 제고효과를 달성하고 있는 지를 검증하기 위해 출산율을 종속변수로 설정하였다. 출산력 수준은 합계출산율, 완결출산율, 조출산율 등으로 측정이 가능한데, 2005년 이전 우리나라 기초자치단체 수준에서는 조출산율만 이용이 가능하여 이를 종속변수로 사용하였다.⁸⁾ 조출산율은 인구 천 명당 출생아수

8) 완결출산율은 특정 세대의 여성이 최종적으로 출생한 자녀의 수를 의미하는데, 출산이 완료되기 전에는 측정이 불가능하다(최준욱·송헌재, 2010: 81).

로 측정된다. 조출산율은 지역의 인구규모를 반영한 출산력 지표로서 지역 간 출산력의 비교를 가능하게 해주는 지표라고 할 수 있다.

2) 독립변수

출산장려금정책(CBS_{it-1} , $MGCBS_{ijt-1}$)은 출산을 장려하고 산모와 신생아의 건강관리를 위해 지원하는 일정 금액으로 출산장려금, 출산축하금, 출산지원금, 양육지원금, 보육지원금 등의 명칭으로 조례에서 현금으로 지급하는 것을 규정한 경우만 포함하였다.⁹⁾ 기초자치단체의 신생아 건강보험료 지원정책(CIS_{it-1})도 조례로서 제도화한 경우만을 분석대상으로 삼았다.

출산장려정책의 효과에 대한 신뢰성 있는 분석결과를 얻기 위해, 출산장려금정책과 신생아 건강보험료 지원정책은 정책의 도입 여부를 나타내는 가변수, 도입연차 가변수, 도입경과 연수, 출생순위별 책정금액의 합, 출생순위별 지원여부, 출생순위별 책정금액 등 여섯 가지 방법으로 측정하였다.

(1) 기초자치단체 출산장려금정책

도입 가변수는 특정 기초자치단체가 $t-1$ 시점에 출산장려조례를 제정하면 1의 값을, 아니면 0의 값을 갖는다. 도입연차 가변수는 도입 후 1년차에서 6년차 이상의 6개 가변수를 만들었고,¹⁰⁾ 도입경과 연수는 도입연도까지는 0, 이후에는 1년씩 증가하는 방법으로 측정하였다. 출산장려금 합은 첫째아이에서 다섯째아이까지 책정된 출산장려금의 단순합으로 측정하였고, 출생순위별 장려금은 첫째아이에서 셋째아이까지 각각 책정된 출산장려금으로 측정하였으며,¹¹⁾ 출생순위별 지원여부는 첫째부터 지원, 둘째부터 지원, 셋째부터 지원의 3개 가변수로 측정하였다.

(2) 기초자치단체 신생아 건강보험료 지원정책

도입연차 가변수는 도입 후 1년차에서 3년차 이상의 3개 연차 가변수를 만들었고,¹²⁾ 건강보험료 지원금 합은 첫째아이에서 셋째아이까지 책정된 건강보험료 지원금의 단순합으로 측정하였다. 나머지 변수들은 기초자치단체 출산장려금정책과 동일한 방법으로 측정하였다.

9) 조례에 출산장려금, 출산축하금, 출산지원금의 명칭으로 분할 지급하는 경우 양육지원금 또는 보육지원금과 사실상 구분이 모호하여 현금으로 지급되는 출산장려금, 출산축하금, 출산지원금, 양육지원금, 보육지원금 등을 출산장려금으로 종합하였다.

10) 기초자치단체 출산장려금정책은 도입 후 7년 이상 경과한 사례가 3개 사례뿐이어서 1년차에서 6년차 이상으로 6개 가변수를 만들었고, 도입연도까지가 대조군으로 설정되었다.

11) 넷째아이 이상 출산장려금은 셋째아이 출산장려금과의 상관관계(넷째 0.999, 다섯째 0.998)가 너무 높아 분석에서 제외하였다.

12) 신생아 건강보험료 지원정책은 도입 후 4년 이상 경과한 사례가 7개 사례뿐이어서 1년차에서 3년차 이상의 3개 가변수를 만들었다.

(3) 광역자치단체 출산장려금정책

광역자치단체의 출산장려금정책은 2007년 처음 도입되어 연차 가변수는 1년차, 2년차, 3년차의 3개 가변수를 만들었다. 2009년까지 첫째아이의 출산장려금을 규정한 광역자치단체가 없어 출산장려금 합은 둘째아이와 셋째아이에 책정된 출산장려금의 단순합으로 측정하였다. 출생순위별 장려금도 둘째아이와 셋째아이에 각각 책정된 출산장려금으로 측정하였고, 출생순위별 지원여부도 둘째부터 지원과 셋째부터 지원의 2개 가변수로 측정하였다. 나머지 변수들은 기초자치단체 출산장려금정책과 동일한 방법으로 측정하였다.

3) 통제변수

통제변수(X_{-1k})는 출산력 결정요인 연구와 출산장려정책의 효과에 대한 연구에서 출산력에 영향을 미치는 것으로 판명된 변수들 중 우리나라 기초자치단체 수준에서 자료의 수집이 가능한 변수들로 선정하였다. 인구·사회적 요인으로는 혼인율, 가임여성비율, 교육수준을 선정하였고, 경제적 요인으로는 1인당 지방세와 건축허가 연면적 비율을 각각 소득수준과 경제상황의 대리변수로 사용하였다.¹³⁾

혼인율은 인구 천 명당 혼인건수를 나타내는 조혼인율로 측정하였다. 출산은 주로 결혼을 통해서 이루어지고 혼인율의 증가가 출산율을 증가시킨다는 기존의 경험적 연구를 고려하면 혼인율이 높을수록 출산율도 높을 것으로 기대된다. 가임여성비율은 인구 중 임신이 가능한 15~49세의 여성인구 비율로 측정하였다. 출산은 임신이 가능한 여성에 의해 이루어지기 때문에 가임여성의 비율이 높을수록 출산율이 높을 것으로 예측된다. 교육수준은 20세 이상 성인인구 중 대학재학 이상 인구의 비율로 측정하였다. 학력이 높을수록 교육기간이 증가하고 늘어난 교육기간은 결혼연령과 초산연령을 높여 교육수준은 출산력에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

소득수준은 1인당 지방세수입으로 측정하였다. 소득의 출산력에 대한 효과와 관련해서는 소득의 증가는 양육비 부담능력을 증대시켜 출산력을 높인다는 연구와 소득의 증가는 출산동기와 출산력을 낮춘다는 연구가 공존하고 있다. 따라서 소득수준의 출산율에 대한 효과의 방향은 확정적이지 않다. 경제상황은 행정구역면적 대비 건축허가 연면적 비율로 측정하였다. 경제사정이 좋지 않으면 결혼과 출산을 연기 또는 포기하여 출산력 저하로 이어진다는 연구결과를 고려하면 건축허가 연면적 비율은 출산력에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예측된다.

13) 기초자치단체 수준에서 경제활동 지표로 사용되는 지역내총생산과 실업률 등을 이용할 수 없어, 건축허가를 지역경제활동의 대리변수로 사용하였다. 건축 활동은 다른 경제영역에 커다란 영향을 미쳐 경제활동의 선행지표로 간주되고, 건축 활동과 경제지표간의 높은 상관관계가 있음이 경험적으로 증명되었으며(예로, Frank, 1990; Koch & Rasche, 1988; Nunn, 1991), 많은 연구에서 건축허가를 경제활동의 대리변수로 사용하고 있다(예로, 김종섭, 2003; 이석환, 2013; Calomiris & Mason, 2003; McGinnis, 1994).

이상에서 설명한 본 연구의 종속변수인 출산율, 독립변수인 기초자치단체와 광역자치단체의 출산장려금정책과 기초자치단체의 신생아 건강보험료 지원정책, 통제변수인 출산력 결정요인들의 명칭, 정의, 측정방법이 <표 2>에 제시되어 있다.

<표 2> 변수의 측정방법

변 수 명	측정방법	
종속변수(Y_{it})	출산율 1년간 총출생아수/주민등록인구*1000	
기 초 출 산 장 려 금 정 책 (CBS_{it-1})	도입여부	조례 제정=1, 조례 미제정=0의 가변수
	도입연차	도입 후 1년차에서 6년차 이상의 6개 가변수
	도입경과 연수	출산장려정책 도입연도까지는 0, 이후는 1년씩 증가
	장려금 합	첫째에서 다섯째까지 책정된 장려금의 합(만원)
	출생순위별 장려금	첫째에서 셋째까지 각각 책정된 출산장려금(만원)
기 초 건 강 보 험 료 정 책 (CIS_{it-1})	도입여부	조례 제정=1, 조례 미제정=0의 가변수
	도입연차	도입 후 1년차에서 3년차 이상의 3개 가변수
	도입경과 연수	건강보험료 지원정책 도입연도까지는 0, 이후는 1년씩 증가
	지원금 합	첫째에서 셋째까지 책정된 지원금의 합(만원)
	출생순위별 지원금	첫째에서 셋째까지 각각 책정된 건강보험료 지원금(만원)
광 역 출 산 장 려 금 정 책 ($MGCBS_{ijt-1}$)	도입여부	조례 제정=1, 조례 미제정=0의 가변수
	도입연차	도입 후 1년차에서 3년차 이상의 3개 가변수
	도입경과 연수	출산장려정책 도입연도까지는 0, 이후는 1년씩 증가
	장려금 합	둘째에서 셋째까지 책정된 장려금의 합(만원)
	출생순위별 장려금	둘째와 셋째 출산에 각각 책정된 출산장려금(만원)
통 제 변 수 (X_{it-1k})	출생순위별 지원여부	둘째부터 지원, 셋째부터 지원의 2개 가변수
	혼인율	혼인건수/주민등록인구*1000
	가임여성비율	15-49세 여성인구/주민등록인구*100
	교육수준	20세 이상 인구 중 대학재학 이상 학력자수의 비율(%)
	소득수준	1인당 지방세=총 지방세 수입액(만원)/주민등록인구
경제상황	건축허가연면적비율=건축허가 연면적/행정구역 면적*100	

3. 모형의 추정방법

출산장려정책의 효과를 검증하기 위해 설정된 패널회귀방정식은 오차항(ν_{it})의 특성을 어떻게 가정하느냐에 따라 다양한 방법으로 추정이 가능하다. 회귀방정식 (1)의 오차항은 다음의 방정식 (2)와 같이 세분화할 수 있다.

$$\nu_{it} = u_i + \eta_t + e_{it} \tag{2}$$

여기서 u_i 는 횡단 간에는 변하지만 시간불변인 관찰되지 않은 횡단(개별)효과를, η_t 는 시간에 따라 변하지만 횡단불변인 관찰되지 않은 종단(시간)효과를, e_{it} 는 확률적 교란항을 각각 나타낸다.

패널회귀모형의 추정방법은 u_i 와 η_t 에 대한 가정에 따라 통합최소자승(pooled ordinary least squares-POLS), FE 모형, 임의효과(random effect-RE) 모형으로 구분되고, 다시 FE 모형과 RE 모형은 u_i 와 η_t 중 하나만을 고려하는 일원모형(one-way model)과 둘 모두를 고려하는 이원모형(two-way model)으로 구분된다. 본 연구는 횡단효과와 종단효과의 존재 여부를 검증하여 적절한 추정모형을 선택하고자 한다. 검증결과, 횡단효과와 종단효과가 모두 존재하지 않으면 POLS를 적용하고, 존재하는 경우는 Hausman 검증을 통해 FE 모형과 RE 모형 중 적절한 모형을 선택하고자 한다.

IV. 분석결과

1. 기술적 자료분석

1) 변수의 기술통계

본 연구의 분석단위는 우리나라 기초자치단체이며 시간적 범위는 2001년에서 2010년까지의 10개 연도이다. 시간적 범위의 시작 시점을 2001년으로 정한 것은 기초자치단체가 최초로 출산장려조례를 제정한 2002년 이전의 자료를 분석에 포함하기 위해서이다. 제주도를 제외한 전체 230개 기초자치단체의 2001년에서 2010년까지의 총 2,292사례 중 2004년 계룡시와 증평군, 2010년 통합창원시의 3개 사례를 제외한 2,289 사례가 패널회귀분석에 사용되었다.¹⁴⁾

분석에 활용된 종속변수인 출산율, 독립변수인 출산장려금정책과 신생아 건강보험료 지원정책, 통제변수인 인구·사회학적 요인, 경제적 요인 등의 전체 230개 기초자치단체 10년간의 평균, 최소, 최대, 표준편차 등의 기초통계와 자료원이 <표 3>에 제시되어 있다. 독립변수와 통제변수에 1년의 시차를 부여했기 때문에 종속변수는 2001년에서 2010년의 자료, 독립변수와 통제변수는 2000년에서 2009년의 자료에 대한 기술통계이다.

14) 2003년 출범하여 2004년부터 통계자료가 이용 가능한 계룡시와 증평군의 2004년 자료와 2010년 출범한 통합창원시가 분석에서 제외되었다.

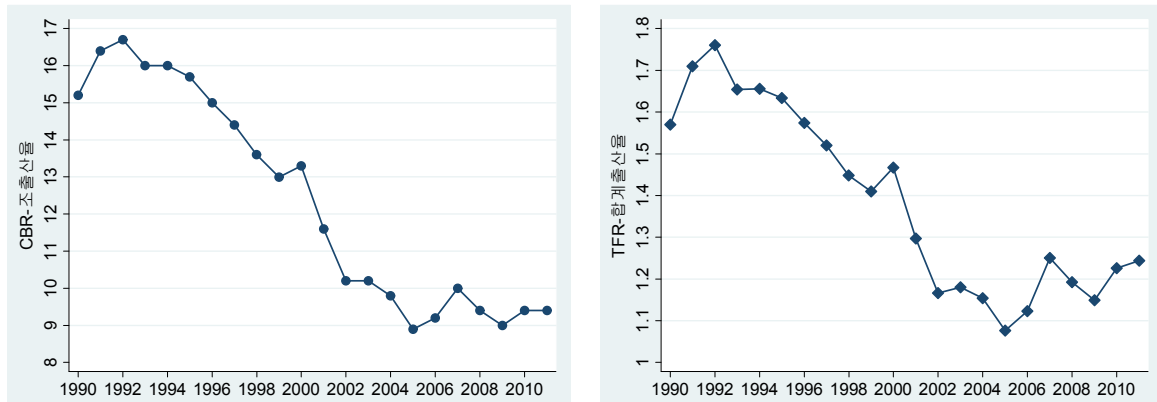
<표 3> 분석에 사용된 변수의 기술통계와 자료원 (N=2,289)

변수	변수	평균	표준편차	최소	최대	자료원	
중속변수	출산율	8.871	2.330	4.200	20.700	국가통계포털	
	도입 여부	0.263	0.440	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입경과 연수	0.652	1.309	0.000	8.000	자치법규정보시스템	
	도입 1년차	0.082	0.275	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 2년차	0.068	0.252	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 3년차	0.051	0.220	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 4년차	0.035	0.183	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 5년차	0.019	0.137	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 6년차 이상	0.007	0.086	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	장려금 합	192.580	562.311	0.000	5820.000	자치법규정보시스템	
	첫째 장려금	6.001	26.732	0.000	470.000	자치법규정보시스템	
	둘째 장려금	15.124	52.171	0.000	670.000	자치법규정보시스템	
	셋째 장려금	52.634	161.526	0.000	1700.000	자치법규정보시스템	
	첫째부터 지원	0.107	0.310	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	둘째부터 지원	0.088	0.283	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
셋째부터 지원	0.066	0.248	0.000	1.000	자치법규정보시스템		
기 초 출 산 장려금 정 책	도입 여부	0.027	0.162	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입경과 연수	0.052	0.363	0.000	5.000	자치법규정보시스템	
	도입 1년차	0.013	0.112	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 2년차	0.007	0.086	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 3년차 이상	0.007	0.083	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	지원금 합	7.065	49.731	0.000	720.000	자치법규정보시스템	
	첫째 지원금	1.363	14.738	0.000	240.000	자치법규정보시스템	
	둘째 지원금	1.638	15.884	0.000	240.000	자치법규정보시스템	
	셋째 지원금	4.064	25.422	0.000	240.000	자치법규정보시스템	
	첫째부터 지원	0.010	0.098	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	둘째부터 지원	0.002	0.047	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
셋째부터 지원	0.015	0.123	0.000	1.000	자치법규정보시스템		
기 초 건 강 보 험료 정 책	도입 여부	0.144	0.351	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입경과 연수	0.226	0.602	0.000	3.000	자치법규정보시스템	
	도입 1년차	0.072	0.259	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 2년차	0.061	0.239	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	도입 3년차	0.011	0.104	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
	장려금 합	13.569	43.106	0.000	240.000	자치법규정보시스템	
	둘째 장려금	2.796	2.349	0.000	20.000	자치법규정보시스템	
	셋째 장려금	13.290	42.573	0.000	240.000	자치법규정보시스템	
	둘째부터 지원	0.014	0.117	0.000	1.000	자치법규정보시스템	
셋째부터 지원	0.103	0.304	0.000	1.000	자치법규정보시스템		
광 역 출 산 장려금 정 책	혼인율	5.872	1.231	2.600	11.400	국가통계포털	
	가임여성비율	25.313	4.070	15.109	33.389	국가통계포털	
	교육수준	17.44379	10.38209	3.07713	62.99385	국가통계포털	
	소득수준	23.009	15.616	2.167	104.096	안전행정부 재정보	
	경제상황	0.805	2.249	0.001	65.912	광역단체 통계연보	
	통 제 변 수						

2) 출산율 현황

2011년 우리나라의 합계출산율은 1.24로 세계 최저 수준을 기록하고 있다. 합계출산율 1.24는 한 사회가 현재의 인구규모를 유지하기 위해 요구되는 인구대체율 2.1명 보다 훨씬 낮은 수준이다. 또한 우리나라의 합계출산율은 1970년 이후 계속 감소추세에 있고, 1980년대 후반 합계출산율이 인구대체율 이하로 떨어진 이후 한 번도 합계출산율이 2.0명대를 회복하지 못하고 있다.

그러나 보다 최근의 연도별 합계출산율(TFR)과 조출산율(CBR)의 추세(그림 1)를 살펴보면, 저출산 문제가 다소 완화되고 있음을 알 수 있다. 물론 합계출산율과 조출산율 모두 1990년에서 2011년 사이에 전반적으로 감소추세에 있다. 그러나 합계출산율과 조출산율의 전반적인 감소추세에도 불구하고 2005년 최저점(합계출산율 1.08명, 조출산율 8.9명)에 도달한 이후부터는 미약하나마 증가추세로 전환되었다고 볼 수 있다.



연도	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
CBR	15.2	16.4	16.7	16.0	16.0	15.7	15.0	14.4	13.6	13.0	13.3
TFR	1.57	1.71	1.76	1.65	1.66	1.63	1.57	1.52	1.45	1.41	1.47
연도	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
CBR	11.6	10.2	10.2	9.8	8.9	9.2	10.0	9.4	9.0	9.4	9.4
TFR	1.30	1.17	1.18	1.15	1.08	1.12	1.25	1.19	1.15	1.23	1.24

자료: 조출산율(CBR)-국가통계포털, 합계출산율(TFR)-e-나라지표

(그림 1) 우리나라의 출산율 추세

3) 지방자치단체의 출산장려정책

(1) 광역자치단체 출산장려금

2007년에서 2011년까지의 광역자치단체 출산장려조례의 제정, 출생순위별 지급방식, 출생순위별 출산장려금 책정금액 등의 현황이 <표 4>에 제시되어 있다. 중앙정부가 2005년 저출산·고령사회기본법을 제정하고 2006년 제1차 저출산·고령사회기본계획을 수립한 후인

2007년에야 서울시가 최초로 조례로서 출산장려금정책을 도입하였고, 2011년 모든 광역자치단체로 확산되었다. 이는 광역자치단체는 출산장려정책과 관련하여 소극적인 자세를 취하고 있다는 것을 나타낸다.

<표 4> 광역자치단체 출산장려금 현황

연도	조례제정		지원방법			평균 지원액 (만원)			
	빈도	누적	첫째	둘째	셋째	첫째	둘째	셋째	합계
2007	1	1			1			120.0	120.0
2008	8	9		2	6		20.0	113.8	118.8
2009	1	10		2	7		20.0	114.4	118.9
2010	4	14	1	3	8	30.0	47.5	107.5	125.8
2011	2	16	2	3	8	65.0	78.0	122.3	162.3

주: 지원방법과 지원액은 출생순위별 지원액을 조례에 제시하지 않은 경기도와 충청남도를 제외한 현황임.

광역자치단체별로 출생순위에 따른 출산장려금 지급방식을 다르게 규정하고 있다. 2011년 현재 출생순위별 출산장려금 지급방식은 첫째아이는 전라남도과 인천광역시만 지원하고 있고, 둘째아이는 3개 광역자치단체, 셋째아이는 모든 광역자치단체가 지원하고 있다. 2011년 현재 출생순위별 평균 출산장려금은 첫째아이 65만원, 둘째아이 78만원, 셋째아이 122만원이며, 셋째아이까지 출산하면 받을 수 있는 총 출산장려금은 평균 162만원인 것으로 나타나 다자녀 가정 지원에 중점을 두고 있음을 알 수 있다.

(2) 기초자치단체 출산장려금

2002년에서 2011년까지의 기초자치단체 출산장려조례의 제정, 출생순위별 지급방식, 출생순위별 출산장려금 책정금액 등의 현황이 <표 5>에 제시되어 있다. 기초자치단체는 2002년 전라남도 함평군이 처음 출산장려조례를 제정하였고, 2005년부터 2009년까지 매년 30개 이상의 기초자치단체가 출산장려조례를 제정하여 2011년에는 207개 기초자치단체로 확산되었다. 이는 중앙정부나 광역자치단체보다는 기초자치단체가 출산장려정책을 주도했다는 것을 의미한다.

기초자치단체도 출생순위별로 출산장려금 지급방식을 다르게 규정하고 있다. 2011년 현재 출생순위별 지원방식은 첫째아이부터 지원하는 기초자치단체 84, 둘째아이부터는 지원하는 기초자치단체 71, 셋째아이부터는 지원하는 기초자치단체 49, 넷째아이부터 지원하는 기초자치단체 1로 첫째아이부터 지원하는 기초자치단체가 가장 많은 것으로 나타났다. 이는 셋째아이부터 지원하는 비율이 가장 높은 광역자치단체에 비해 기초자치단체가 출산장려에 대한 정책의지가 강하다고 할 수 있다.

<표 5> 기초자치단체 출산장려금 현황

연도	조례제정		지원방법				평균 지원액 (만원)					
	빈도	누적	첫째	둘째	셋째	넷째	첫째	둘째	셋째	넷째	다섯째	합계
2002	1	1	1				10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	50.0
2003	1	2	2				20.0	20.0	20.0	20.0	20.0	100.0
2004	12	14	8	3	3		39.5	35.1	46.1	46.1	46.1	188.6
2005	31	45	19	13	12		40.9	44.1	92.6	92.6	92.6	322.3
2006	36	81	32	28	20		51.0	61.3	165.5	166.2	166.2	558.6
2007	36	117	51	41	25		57.4	80.6	224.3	233.5	241.2	787.4
2008	39	156	62	53	41		55.5	76.3	217.4	238.4	253.2	787.3
2009	32	188	71	65	51	1	63.4	94.6	228.4	262.6	292.9	875.0
2010	11	199	80	67	50	1	70.1	102.3	261.3	300.3	333.4	998.0
2011	8	207	84	71	49	1	67.9	102.3	269.8	313.2	340.8	1027.7

주: 지원방법과 지원액은 자료를 확보하지 못한 부산시 남구와 사상구를 제외한 현황임.

2011년 현재 출생순위별 평균 출산장려금은 첫째아이 68만원, 둘째아이 102만원, 셋째아이 270만원, 넷째아이 313만원, 다섯째아이 341만원이며, 다섯째아이까지 출산하면 받을 수 있는 총 출산장려금은 1,028만원인 것으로 나타나 출생순위가 늦을수록 출산장려금을 높게 책정하고 있다는 것을 알 수 있다. 광역자치단체의 출산장려금과 같이 기초자치단체도 다 자녀 출산장려에 중점을 두고 있다고 할 수 있다

(3) 기초자치단체 신생아 건강보험료 지원

2005년부터 2011년까지의 신생아 건강보험료 지원 조례의 제정 현황, 출생순위별 지원 방식, 출생순위별 지원금 등이 <표 6>에 제시되어 있다. 신생아에 대한 건강보험료 지원정책은 2005년 전라남도 진도군과 함평군이 최초로 조례로써 제도화한 이후 2011년 총 33개 기초자치단체로 확산되었다.

<표 6> 기초자치단체 신생아 건강보험료 지원 현황

연도	조례제정		지원방법			평균 지원액(만원)			
	빈도	누적	첫째	둘째	셋째	첫째	둘째	셋째	합계
2005	2	2	2			141.0	141.0	141.0	423.0
2006	3	5	2	1	2	141.0	138.0	142.8	282.0
2007	4	9	5		4	153.0	153.0	160.6	330.6
2008	9	18	6	1	11	147.5	147.9	158.7	265.4
2009	11	29	7	3	19	129.3	125.3	144.3	218.7
2010	2	31	8	5	18	124.4	129.6	148.5	235.0
2011	2	33	8	6	19	124.4	131.1	148.6	234.4

주: 지원방법과 평균 지원액은 조례에 출생순위별 지원액을 명시한 사례만을 대상으로 계산함.

신생아 건강보험료 지원정책도 기초자치단체별로 지원기간과 출생순위별 지급방식을 다르게 규정하고 있다. 지원기간은 2011년 현재 1회 지원 1개, 3년간 지원 3개, 5년간 지원 29개 기초자치단체로 나타났다. 2011년 현재 출생순위별 지원방식은 셋째아이부터 지원 19개, 첫째아이부터 지원 8개, 둘째아이부터 지원 6개 기초자치단체 순으로 나타났다.

2011년 현재 출생순위별 신생아 건강보험료 지원금도 출생순위가 낮을수록 증가하나 차이는 크지 않다. 첫째아이에 대한 신생아 건강보험료 지원금은 124만원, 둘째아이는 131만원, 셋째아이는 149만원이며, 셋째아이까지 출산하면 받을 수 있는 총 지원금은 234만원인 것으로 나타났다. 셋째아이부터 지원하는 기초자치단체의 비율이 높고 출생순위가 낮을수록 지원금이 증가하는 것을 고려하면, 신생아 건강보험료 지원정책도 다자녀 출산장려에 중점을 두고 있다고 할 수 있다.

2. 회귀분석 결과

1) 모형평가

여섯 가지 독립변수의 측정방법별로 회귀분석을 수행한 결과가 <표 7>에 제시되어 있다. 선형성 가정과 편포(skewed distribution)문제를 해결하기 위해 금액으로 측정된 출산장려금과 신생아 건강보험료는 자연대수변환을 하여 분석에 사용하였다. 분석결과 1년 시차를 둔 기초자치단체 출산장려정책의 도입 가변수가 통계적으로 유의하고 도입연차 가변수도 1년차부터 유의하여 출산장려정책에 1년의 시차를 부여한 것이 적절한 것으로 판단된다. Hausman 검증결과 모두 FE 모형이 적절한 것으로 판명되었고($\text{Chi}^2(p) < 0.01$),¹⁵⁾ 횡단효과($F(p) < 0.01$)와 종단효과($F(p) < 0.01$)가 모두 통계적으로 유의하여 이원고정효과모형의 분석결과를 제시하고 해석하였다.¹⁶⁾

이원고정효과모형의 횡단고정효과는 기초자치단체 사이에는 변이가 있으나 시간에 따른 변이는 없는 관찰되지 않은 각 기초자치단체의 고유한 특성이 출산율에 미치는 영향을 통제할 수 있다. 그리고 종단고정효과는 시간에 따라 변하지만 기초자치단체 사이에는 변이가 없는 관찰되지 않는 변수가 출산율에 미치는 영향을 통제할 수 있다. 특히 지방자치단체 출산장려정책의 효과를 정확하게 파악하기 위해서는 보육정책을 포함한 중앙정부 정책의 효과를 통제하는 것이 필요한데, 종단고정효과를 통제하기 위해 사용된 연도가변수가 중앙정부의 정책이 출산율에 미치는 영향을 통제한다. 이는 모든 기초자치단체에는 동일하게 적용되어 기초자치단체 간에는 변이가 없으나 정책의 실시 전후로 시간에 따라서는 변

15) 지면의 제약으로 분석결과를 제시하지는 않았으나 임의효과모형도 동일한 결과를 나타냈다. 고정효과모형과는 독립변수의 회귀계수의 크기에는 약간의 차이가 있으나 부호와 통계적 유의성은 완벽하게 일치한다. 요청하면 임의효과모형의 추정결과를 제공하도록 하겠다.

16) 횡단효과는 시차분할(time-demeaning)을 그리고 종단효과는 연도가변수를 이용해서 이원고정효과모형을 추정하였다.

이가 있는 중앙정부의 정책이 중단고정효과에 포함되기 때문이다.

모형의 적합도를 나타내는 F의 유의확률이 모두 0.001 이하로 통계적으로 유의하고, 결정계수도 0.667~0.694로 독립변수와 통제변수의 설명력이 비교적 높은 것으로 나타났다. 잔차 분석결과 이분산(Wald $\chi^2(p)<0.01$)과 자기상관(Wooldgidge $F(p)<0.01$)이 모두 존재하는 것으로 판명되어 패널교정 표준오차(panel corrected standard errors)를 이용하여 통계적 유의성을 검증하였다. 또한 설명변수 간의 다중공선성 검증결과 평균 분산팽창지수 (variance inflation factor-VIF)가 모두 3.2 이하이고, 개별 변수의 VIF도 모두 10 이하로 문제가 없는 것으로 나타났다.

2) 출산장려정책의 효과

분석결과 기초자치단체의 출산장려금정책은 독립변수의 측정방법에 상관없이 출산율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.¹⁷⁾ 그러나 광역자치단체의 출산장려금정책은 독립변수의 측정방법에 따라 다른 결과를 보여주고 있고, 기초자치단체의 신생아 건강보험료 지원정책은 독립변수의 측정방법에 상관없이 출산율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

기초자치단체 출산장려금정책이 출산율에 미치는 영향을 측정방법별로 살펴보면 다음과 같다. 도입 가변수로 측정한 경우에는 기초자치단체가 출산장려금정책을 도입한 후의 출산율이 도입 전보다 평균 0.247명 정도 증가한 것으로 나타났다. 도입연차 가변수로 측정한 경우에는 도입 전보다 1년차 0.189명, 2년차 0.257명, 3년차 0.474명, 4년차 0.518명, 5년차 0.333명 정도 증가한 것으로 나타나 4년차까지 출산장려금의 효과가 커지는 것을 알 수 있다. 그러나 출산장려금정책의 효과는 도입 후 6년차 이후에는 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 분석되었다. 도입경과 연수로 측정한 경우에는 도입 1년 후부터 출산율이 연평균 약 0.099명씩 증가하는 것으로 나타났다.

출산장려금의 함으로 측정한 경우에는 출산장려금 10% 증가는 출산율을 0.006명 증가시키는 것으로 나타났다.¹⁸⁾ 출생순위별 지원여부의 경우에는 첫째아이부터 지원하는 경우만

17) 출산장려정책의 정확한 효과 측정을 위해서는 출산장려정책을 추진한 지방자치단체와 추진하지 않은 지방자치단체의 출산율을 비교하는 것도 필요하다. 분석결과에 제시된 고정효과모형은 집단내 변이(within variation) 즉 동일 지방자치단체의 시간에 따른 변이만을 이용하여 회귀계수를 추정하고, 임의효과모형은 집단내 변이와 집단간 변이(between variation) 즉 지방자치단체간 변이의 가중평균을 이용하여 회귀계수를 추정한다. 그러나 각주 15에서 언급하였듯이 출산장려정책을 추진하지 않은 지방자치단체와 추진한 지방자치단체 간의 변이도 반영한 임의효과모형과 동일 자치단체의 시간에 따른 변이만을 반영한 고정효과모형 간에 출산장려정책의 효과에는 차이가 없는 것으로 나타났다.

18) 독립변수만 자연대수변환을 한 경우(Semi log 모형), 회귀계수는 독립변수 1% 증가에 따른 회귀계수÷100만큼의 종속변수의 증가를 나타낸다. 따라서 출산장려금 합의 회귀계수 값 0.0557은 장려금 1% 증가가 출산율을 0.000557(0.0557÷100)명 증가시킨다는 것을 의미한다.

지원전보다 출산율이 0.679명 증가하는 것으로 나타났고, 둘째아이와 셋째아이부터 지원하는 경우는 출산율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 출생순위별 책정금액의 경우에는 첫째아이에 대한 출산장려금의 10% 증가는 출산율 0.016명, 둘째아이에 대한 출산장려금의 10% 증가는 출산율 0.006명을 증가시키나, 셋째아이에 대한 출산장려금은 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

광역자치단체 출산장려금정책은 출산장려금 합, 출생순위별 지원여부, 출생순위별 책정금액으로 측정된 경우에만 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 먼저 출산장려금의 합이 10% 증가할 때 출산율은 0.004명 증가하는 것으로 나타났다. 출생순위별 지원여부의 경우에는 지원전보다 둘째아이부터 지원하는 경우에는 출산율 0.511명, 셋째아이부터 지원하는 경우에는 출산율 0.171명 증가하는 것으로 나타났다. 출생순위별 출산장려금은 모두 통계적으로 유의하고, 둘째아이에 대한 출산장려금의 10% 증가는 출산율 0.013명, 셋째아이에 대한 출산장려금의 10% 증가는 출산율 0.003명 증가시키는 것으로 나타났다.

요약하면, 기초자치단체와 광역자치단체의 출산장려금의 출산율 제고 효과가 통계적으로 유의하나, 실질적으로는 그 효과가 작다고 할 수 있다. 이러한 본 연구의 결과는 외국의 출산장려정책의 효과에 대한 경험적 연구를 종합적으로 검토하여 대부분의 경제적 지원정책이 작지만 출산율 제고효과가 있다고 결론지은 Gauthier(2007: 331-333), Kohler et al.(2006: 39-40), Sleenbos(2003: 44) 등의 주장과 출산장려금 10%의 증가가 합계출산율 0.00045~0.00065명을 증가시킨 것으로 나타난 이명석 외(2012: 167)의 연구결과와 유사하다고 할 수 있다.

3) 통제변수와 시간

건축허가 연면적 비율을 제외한 모든 통제변수들이 독립변수들의 측정방법에 상관없이 통계적으로 유의하며 회귀계수의 부호와 크기 측면에서 매우 일관성 있는 결과를 보여준다. 예측대로 혼인율과 가임여성비율은 출산율에 긍정적인 영향을, 교육수준은 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 이론과 경험적 연구에서 영향의 방향과 관련하여 논란이 있는 소득수준(1인당 지방세)은 출산율에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편, 건축허가 연면적 비율은 독립변수를 도입연차 가변수와 도입경과 연수로 측정된 경우에만 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

연도 가변수들도 독립변수들의 측정방법에 상관없이 회귀계수의 부호, 크기, 통계적 유의성 측면에서 매우 일관성 있는 결과를 보여준다. 기준연도인 2001년과 비슷한 출산율 수준을 나타낸 2007년과 2010년의 연도 가변수는 통계적으로 무의미하고, 다른 연도의 가변수들은 기준연도인 2001년에 비해 통계적으로 유의미하게 낮은 출산율 수준을 나타낸다. 이러한 결과는 연도 가변수들이 우리나라의 평균 출산율의 변화를 잘 반영하고 있는 것으로 판단된다.

<표 7> 출산율 결정모형의 추정결과 (N=2,289)

독립변수	도입 가변수	도입연차 가변수	도입경과 연수	
기 초 출 산 장려금 정 책	도입 여부	0.2472 (0.0667)***		
	도입 1년차		0.1886 (0.0628)***	
	도입 2년차		0.2565 (0.0823)***	
	도입 3년차		0.4740 (0.1121)***	
	도입 4년차		0.5176 (0.1543)***	
	도입 5년차		0.3329 (0.1937)*	
	도입 6년차 이상		0.2854 (0.2031)	
도입경과 연수			0.0988 (0.0337)***	
기 초 보 험 료 정 책	도입 여부	0.0272 (0.1535)		
	도입 1년차		-0.0180 (0.1317)	
	도입 2년차		0.1936 (0.2456)	
	도입 3년차 이상		-0.1515 (0.2629)	
	도입경과 연수			-0.0084 (0.0742)
광 출 역 산 장려금 정 책	도입 여부	0.0387 (0.0836)		
	도입 1년차		0.0159 (0.0783)	
	도입 2년차		0.1000 (0.1103)	
	도입 3년차		-0.0794 (0.1590)	
	도입경과 연수			0.0472 (0.0510)
통 제 변 수	혼인율	0.7614 (0.0520)***	0.7579 (0.0514)***	0.7589 (0.0515)***
	가임여성비율	0.2809 (0.0626)***	0.2798 (0.0620)***	0.2775 (0.0624)***
	교육수준	-0.0573 (0.0190)***	-0.0525 (0.0189)***	-0.0546 (0.0191)***
	소득수준	-0.0108 (0.0042)**	-0.0126 (0.0043)***	-0.0113 (0.0041)***
	경제상황	0.0097 (0.0066)	0.0103 (0.0060)*	0.0099 (0.0057)*
연 도 가 변 수	2002	-0.8973 (0.0496)***	-0.8972 (0.0494)***	-0.8989 (0.0491)***
	2003	-0.6250 (0.0893)***	-0.6257 (0.0889)***	-0.6290 (0.0885)***
	2004	-0.7678 (0.1191)***	-0.7659 (0.1184)***	-0.7726 (0.1181)***
	2005	-1.2734 (0.1547)***	-1.2642 (0.1537)***	-1.2714 (0.1536)***
	2006	-0.7440 (0.2462)***	-0.7526 (0.2443)***	-0.7418 (0.2461)***
	2007	0.0196 (0.2931)	0.0052 (0.2917)	0.0269 (0.2939)
	2008	-0.6464 (0.3121)**	-0.6822 (0.3110)**	-0.6496 (0.3143)**
	2009	-0.6623 (0.3395)*	-0.7202 (0.3406)**	-0.6990 (0.3481)**
	2010	0.1083 (0.3645)	0.0148 (0.3787)	-0.0025 (0.3797)
상수항	-2.3833 (1.9512)	-2.3703 (1.9309)	-2.2888 (1.9462)	
F(p)	165.0994 (0.0000)	113.0199 (0.0000)	170.9146 (0.0000)	
R ²	0.6671	0.6713	0.6676	
VIF	2.36	2.00	2.39	
횡단 고정효과: F(p)	25.95 (0.0000)	26.06 (0.0000)	25.93 (0.0000)	
종단 고정효과: F(p)	120.18 (0.0000)	109.89 (0.0000)	115.20 (0.0000)	
Hausman Chi ² (p)	136.81 (0.0000)	148.80 (0.0000)	141.64 (0.0000)	
이 분 산: Chi ² (p)	12929.41 (0.0000)	13404.16 (0.0000)	12398.24 (0.0000)	
자기상관: F(p)	60.496 (0.0000)	61.615 (0.0000)	58.95 (0.0000)	

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

주1. ()의 값은 패널교정 표준오차를 나타냄.

2. 횡단 고정효과는 모든 $u_i = 0$ 에 대한 F 검증, 시간 고정효과는 모든 $\eta_t = 0$ 에 대한 F 검증
3. Hausman은 독립·통제변수와 횡단효과(u_i) 간에 상관성이 없다는 가정에 대한 Hausman Chi² 검증
4. 이분산은 패널자료의 이분산성 탐색을 위한 Modified Wald Chi² 검증
5. 자기상관은 패널자료의 자기상관 탐색을 위한 Wooldridge F 검증

<표 7> 출산율 결정모형의 추정결과 (N=2,289) (계속)

독립변수		장려금 합	출생순위별 지원여부	출생순위별 책정금액
기 출산장려금 정책	장려금 합(log)	0.0557 (0.0125)***		
	첫째부터 지원		0.6788 (0.1139)***	
	둘째부터 지원		0.1319 (0.0894)	
	셋째부터 지원		-0.1071 (0.0855)	
	첫째 장려금(log)			0.1596 (0.0400)***
	둘째 장려금(log)			0.0555 (0.0294)*
	셋째 장려금(log)			-0.0063 (0.0195)
기 건보료 정책	지원금 합(log)	-0.0048 (0.0287)		
	첫째부터 지원		-0.3850 (0.2499)	
	둘째부터 지원		-0.0316 (0.2793)	
	셋째부터 지원		0.2524 (0.2173)	
	첫째 지원금(log)			-0.0876 (0.0831)
	둘째 지원금(log)			-0.0499 (0.0706)
	셋째 지원금(log)			0.0482 (0.0425)
광 출산장려금 정책	장려금 합(log)	0.0380 (0.0183)**		
	둘째부터 지원		0.5111 (0.1906)***	
	셋째부터 지원		0.1709 (0.0821)**	
	둘째 장려금(log)			0.1250 (0.0578)**
	셋째 장려금(log)			0.0317 (0.0174)*
통 제 변 수	혼인율	0.7617 (0.0512)***	0.7475 (0.0511)***	0.7445 (0.0514)***
	가임여성비율	0.2914 (0.0625)***	0.2944 (0.0621)***	0.2928 (0.0618)***
	교육수준	-0.0547 (0.0180)***	-0.0361 (0.0162)**	-0.0278 (0.0155)*
	소득수준	-0.0099 (0.0042)**	-0.0071 (0.0038)*	-0.0078 (0.0037)**
	경제상황	0.0071 (0.0067)	0.0054 (0.0051)	0.0054 (0.0049)
	연 도 가 변 수	2002	-0.8939 (0.0494)***	-0.9005 (0.0489)***
2003		-0.6132 (0.0889)***	-0.6253 (0.0876)***	-0.6274 (0.0875)***
2004		-0.7523 (0.1183)***	-0.7708 (0.1171)***	-0.7729 (0.1172)***
2005		-1.2577 (0.1534)***	-1.2869 (0.1506)***	-1.2931 (0.1495)***
2006		-0.7398 (0.2410)***	-0.8380 (0.2365)***	-0.8929 (0.2321)***
2007		0.0103 (0.2860)	-0.0788 (0.2806)	-0.1482 (0.2732)
2008		-0.6911 (0.3038)**	-0.7836 (0.3016)***	-0.8581 (0.2940)***
2009		-0.7617 (0.3325)**	-0.8624 (0.3296)***	-0.9342 (0.3211)***
2010		-0.0184 (0.3572)	-0.1315 (0.3534)	-0.2281 (0.3445)
상수항		-2.7804 (1.9536)	-3.1147 (1.9484)	-3.1583 (1.9475)
F(p)	165.6156 (0.0000)	130.9934 (0.0000)	129.9292 (0.0000)	
R ²	0.6722	0.6878	0.6939	
VIF	2.30	2.05	2.86	
횡단 고정효과: F(p)	26.41 (0.0000)	27.02 (0.0000)	27.11 (0.0000)	
종단 고정효과: F(p)	120.35 (0.0000)	115.13 (0.0000)	112.39 (0.0000)	
Hausman Chi ² (p)	131.05 (0.0000)	147.06 (0.0000)	159.32 (0.0000)	
이 분 산: Chi ² (p)	10501.27 (0.0000)	11892.31 (0.0000)	11794.19 (0.0000)	
자기상관: F(p)	61.484 (0.0000)	61.131 (0.0000)	60.736 (0.0000)	

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

주1. ()의 값은 패널교정 표준오차를 나타냄.

2. 횡단 고정효과는 모든 $u_i = 0$ 에 대한 F 검증, 시간 고정효과는 모든 $\eta_t = 0$ 에 대한 F 검증
3. Hausman은 독립·통제변수와 횡단효과(u_i) 간에 상관이 없다는 가정에 대한 Hausman Chi² 검증
4. 이분산은 패널자료의 이분산성 탐색을 위한 Modified Wald Chi² 검증
5. 자기상관은 패널자료의 자기상관 탐색을 위한 Wooldridge F 검증

V. 결론

1. 분석결과 요약

본 연구는 저출산 문제를 해결하기 위해 지방자치단체가 시행하고 있는 출산장려정책이 출산력 제고효과를 발휘하고 있는지, 있다면 효과의 크기는 어느 정도인지를 분석하였다. 분석결과 기초와 광역자치단체의 출산장려금정책은 의도한대로 출산력을 제고하는 효과가 있고, 기초자치단체의 신생아 건강보험료 지원정책은 출산력을 제고하는 효과가 없는 것으로 밝혀졌다. 또한 우리나라 기초자치단체 수준에서 출산력을 결정하는 중요한 요인은 혼인율, 가임여성 비율, 교육수준, 소득수준 등의 사회·경제적 변수인 것으로 나타났다.

기초자치단체의 출산장려금정책은 다양한 측정방법에 관계없이 출산율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 것이 확인되었다. 이러한 결과는 전국 기초자치단체를 대상으로 출산장려금의 출산율 제고효과를 확인한 허만형·이정철(2011), 이명석 외(2012), 이충환·신준섭(2013)의 연구결과와 일치하고, 서울시 자치구(석호원, 2011)와 충청남도 기초자치단체(신효영·방은령, 2008)를 대상으로 출산장려정책이 효과가 없다는 결과를 제시한 연구와는 대치된다.

기초자치단체 출생순위별 출산장려금의 효과 분석결과 첫째와 둘째아이에 대한 출산장려금은 출산율을 제고하는 효과가 있으나, 셋째아이 이상에 대한 출산장려금은 출산율 제고효과가 없는 것으로 나타났다. 이는 출산수당 지원이 셋째아이의 출산에 영향을 미치지 못한다는 연구결과(Bélanger et al., 1998; Sleebos, 2003: 49에서 재인용)와 일맥상통하는 것이다. 또한 첫째아이부터 지원하는 경우에만 지원전보다 출산율이 증가하는 것으로 나타났고, 첫째아이에 대한 출산장려금의 효과가 둘째아이에 대한 출산장려금의 효과보다 크다는 것이 확인되었다. 이는 첫째아이 출산에 대한 지원은 첫째아이의 출산을 미루고 있는 부부의 출산을 앞당기고, 첫째아이의 출산이 일찍 이루어지면 노산 등으로 인한 둘째아이 출산 포기 가능성이 낮아져 출산율을 높일 수 있다는 것을 의미한다.

광역자치단체의 출산장려금정책도 책정금액의 합, 출생순위별 지원여부, 출생순위별 책정금액으로 측정했을 경우에는 출산율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 것이 확인되었다. 이들 변수가 도입 가변수, 도입연차 가변수, 도입경과 연수에 비해 많은 정보를 포함하고 있다는 것을 감안하면 광역자치단체의 출산장려금정책도 출산율을 제고하는 효과가 있다고 조심스럽게 결론내릴 수 있다. 이러한 결과는 광역자치단체 아동복지 예산의 출산율 제고효과를 확인한 최상준·이명석(2013)의 연구결과와 일치하는 것이다. 또한 기초자치단체의 분석결과와 유사하게 둘째아이부터 지원하는 경우가 셋째아이부터 지원하는 경우보다 출산율 제고효과가 크고, 출생순위별 출산장려금도 둘째아이에 대한 출산장려금의 출산율 제고효과가 셋째아이보다 큰 것으로 확인되었다.

2. 정책적 시사점

본 연구와 선행연구의 결과에 근거해서 출산장려정책의 출산율 효과를 제고하기 위한 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 출산장려금의 지역 간 형평성을 제고하기 위해 중앙정부 차원의 정책적 개입이 필요해 보인다. 본 연구와 선행연구의 결과를 종합하면 출산장려금을 비롯한 경제적 지원정책은 작지만 출산율 제고효과가 있는 것으로 밝혀졌다. 그러나 지방자치단체 출산장려금은 지원대상과 지원금액 등의 지역적 편차가 매우 커서 형평성 문제가 지속적으로 제기되어 왔다. 따라서 출산장려금의 지역 간 격차를 해소하기 위해 중앙정부 차원에서 출산장려금의 지원기준을 마련하는 것을 고려해 볼 필요가 있다.

둘째, 다자녀 출산에 대한 지원보다는 첫째아이의 출산을 장려하는 방향으로 정책을 수정하는 것을 고려해 볼 필요가 있다. 출생순위별 출산장려금 분석결과, 기초자치단체의 셋째아이 이상에 대한 출산장려금은 출산율 제고효과가 없으며, 기초와 광역자치단체 모두 출생순위가 빠른 아이에 대한 출산장려금이 출산율 제고효과가 큰 것으로 나타났다. 첫째아이에 대한 출산장려금은 첫째아이의 출산을 앞당기고 출산율 결정의 핵심인 둘째아이의 출산 포기 가능성을 낮춰 출산율을 높일 가능성이 높다. 따라서 첫째아이부터 출산장려금을 지급하는 방안을 고려할 필요가 있다.

셋째, 혼인율을 높이고 결혼연령을 낮추기 위한 정부의 정책적 노력이 필요하다. 본 연구와 선행연구에서 혼인율이 높을수록 출산율이 높다는 것과 초혼연령의 상승이 출산자녀 수를 감소시킨다는 것이 확인되었다. 특히 만혼이 일반화되어 가고 있는 우리나라에서는 혼인율을 높이고 결혼연령을 낮추는 정책이 시급한 것으로 판단된다. 결혼비용을 경감시킬 수 있는 주거안정정책, 결혼정보제공, 국제결혼지원, 예식장 제공 등의 다양한 결혼지원정책에 대해 중앙정부와 지방자치단체의 합리적인 역할 분담이 필요하다.

결론적으로 다양한 출산장려정책을 체계적으로 종합하려는 노력이 지속되어야 한다. 출산은 다양한 요인들이 영향을 미치는 복합적인 인간행위의 결과이기 때문에 다양한 출산장려정책의 적절한 조합이 수요자의 요구에 잘 부합될 때 의도한 효과가 발휘될 수 있다. 따라서 다양한 출산장려정책의 체계적 종합화, 중앙정부와 지방자치단체의 합리적인 역할 분담과 재정부담 관계 설정, 효율적인 전달체계 수립 등 종합적이고 체계적인 정책적 노력이 필요하다. 이러한 과정에 출산력 결정요인과 정책평가에 대한 연구에서 도출된 정보와 정책현장에서 수집된 정보를 지속적으로 반영해야 한다.

3. 연구의 한계와 후속연구를 위한 제언

본 연구는 연구의 시간적·공간적 범위 확대, 독립변수 측정방법의 다양화, 정책수단과

정책효과 간의 인과관계 검증에 적합한 패널회귀분석방법의 적용 등을 통해 선행연구를 보완하려고 노력하였으나, 본 연구가 지니는 한계를 언급하지 않을 수 없다. 따라서 위에 제시된 본 연구의 결과와 이에 기초한 정책적 시사점은 아래에 제시된 한계를 고려하여 이해해야 한다. 향후에는 본 연구의 한계를 보완하여 출산장려정책의 효과를 보다 정확하게 평가하고 출산장려정책을 개선하는 데 유용한 정보를 산출하는 후속 연구가 진행되기를 기대한다.

첫째, 출산력에 영향을 미치는 것으로 확인된 출산력 결정요인들 중 일부를 모형에 반영하지 못했다. 결혼·출산·자녀에 대한 가치관, 가족 친화적 직장·사회 환경, 가사분담비율 등은 기초자치단체 간에는 편차가 크지 않고 시간에 따라 서서히 변하기 때문에 회귀모형에 포함된 종단고정효과를 통해 그 효과를 통제할 수 있다. 그러나 여성 경제활동 참가율, 초혼연령, 자녀양육·교육비부담 등은 기초자치단체 수준에서 자료를 구할 수 없어 모형에 반영하지 못했다.

둘째, 우리나라에서 시행되고 있는 다양한 출산장려정책의 출산율에 대한 효과를 통제하지 못했다. 출산축하금, 양육지원금, 보육지원금 등은 출산장려금정책으로 종합하였고, 중앙정부차원의 일·가정 양립지원정책, 출산 친화적 문화 조성정책 등은 시간에 따라 변하지만 자치단체 간에 차이가 없어 종단고정효과를 통해 통제하였다. 그러나 지방자치단체들이 자체적으로 시행하는 결혼지원, 임신지원, 국제결혼 이민자 지원 등의 정책을 모형에 반영하지 못한 한계가 있다.

셋째, 출산장려정책의 집행과정에서 발생할 수 있는 다양한 측면의 문제점들을 분석하지 못했다. 출산장려정책에 대한 조례와 통계자료를 이용해서 출산장려정책의 효과 검증에 중점을 둔 본 연구는 출산장려정책의 시행에 따른 지방자치단체의 재정부담 문제, 다양한 출산장려정책 간의 정책적 우선순위, 지방자치단체장의 정책의지, 지속적인 출산장려정책의 집행을 위한 지방자치단체의 재정능력 등에 대한 문제점을 분석하고 이를 해결하기 위한 정책적 시사점을 도출하지 못한 한계가 있다.

참 고 문 헌

- 공선영. (2006). 경제위기 이후 인구학적 특성 및 사회경제적 특성이 기혼여성의 출산에 미친 영향. <보건과 사회과학>. 19: 119-149.
- 국가통계포털(<http://kosis.kr/>). (검색일: 2012. 9. 10-14).
- 김승권·서문희. (2001). <출산력 및 가족보건실태의 변화양상과 대응방안에 관한 연구>. 서울: 한국보건사회연구원.
- 김승권·조애저. (2000). <전국 출산력 및 가족보건실태조사>. 서울: 한국보건사회연구원.
- 김종섭. (2003). 경로분석을 이용한 지역경제 성장에 미치는 요인 분석: 강원지역을 중심으로. <산업경제연구>. 16(3): 207-222.
- 김현숙·류덕현·민희철. (2006). <장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산을 결정요인에 대한 경제학적 분석>. 서울: 한국조세연구원.
- 박수미. (2008). 둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성. <한국인구학>. 31(1): 55-73.
- 석호원. (2011). 출산장려금 정책의 효과성에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로. <지방행정연구>. 25(2): 143-180.
- 신효영·방은령. (2008). 지방자치단체의 출산장려정책 분석: 충청남도 시·군을 중심으로. <한국가족복지학>. 13(4): 205-227.
- 유계숙. (2009). 저출산 정책의 효과에 관한 연구. <한국가족관계학회지>. 14(1): 169-189.
- 이명석·김근세·김대건. (2012). 한국 지방자치단체의 출산장려금정책 효과분석. <한국행정연구>. 21(3): 149-174.
- 이미란. (2009). 출산장려정책이 미혼 여성들의 출산양육 동기에 미치는 영향. <한국가족복지학>. 14(3): 75-96.
- 이삼식. (2006). 가치관의 변화가 결혼 및 출산 행태에 미치는 영향. <보건사회연구>. 26(2): 95-140.
- 이석환. (2013). 한국 지방자치단체 출산장려정책의 수평적·수직적 확산. <한국행정학보>. 47(3): 329-359.
- 이인숙. (2005). 저출산의 요인분석과 사회복지적 함의. <한국사회복지학>. 57(4): 67-90.
- 이충환·신준섭. (2013). 전국 지방자치단체 출산장려정책 현황과 출산율에 미치는 영향력 분석. <지방행정연구>. 27(1): 97-124.
- 자치법규정보시스템(<http://www.elis.go.kr/>). (검색일: 2011. 9. 11-15).
- 정성호. (2010). 저출산 요인의 인과모형. <사회과학연구>. 49(1): 70-91.
- _____. (2012). 저출산 정책의 효과성에 관한 연구. <한국인구학>. 35(1): 31-52.
- 조남훈 외. (2008). <새로운 정부출범에 따른 저출산·고령사회정책 신규과제 발굴>. 서울: 보건복지가족부·한국보건사회연구원.
- 조명덕. (2010). 저출산·고령사회의 원인 및 경제적 효과 분석. <사회보장연구>. 26(1): 1-31.
- 최상준·이명석. (2013). 지방자치단체 저출산 정책의 효과: 광역자치단체 출산·양육 사업을 중심으로. <정책분석평가학회보>. 23(1): 93-114.
- 최준욱·송헌재. (2010). <저출산 대응 재정정책 수단의 효과 및 영향 분석>. 서울: 한국조세연구원.
- 통계청. (2012). <장래인구추계: 2010~2060>. 대전.
- 행정안전부 재정고(<http://lofin.mopas.go.kr/>). (검색일: 2012. 10. 10).
- 허만형·이정철. (2011). 출산장려금의 정책효과 연구: 제도도입 전후 출산율 증감경향 비교분석. <한국정책연구>. 11(3): 387-409.
- 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: 667-682.
- Kohler, et al.(2006)에서 재인용.
- Becker, G. S. & Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*. 81(2): 279-288.
- Becker, G. S. (1960). An Economic Analysis of Fertility. In Coale, A. J.(ed.), *Demographic and*

- Economic Change in Developed Countries*. 209-240. Princeton University Press.
- _____. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bélanger A., Lachapelle, R., Harrison, B., D'Aoust, C., & Dumas, J. (1998). Report on the Demographic Situation in Canada 1997. Catalogue No. 91-209-XPE, Statistics Canada, Ottawa. Sleebos(2003)에서 재인용.
- Bjorklund, A. (2006). Does Family Policy Affect Fertility?: Lessons from Sweden. *Journal of Population Economics*. 19(1): 3-24.
- Blanchet, D. & Ekert-Jaffé, O. (1994). The Demographic Impact of Family Benefits: Evidence from a Micro-Model and from Macro-Data. In Ermisch, J. & Ogawa, N.(eds.), *The Family, the Market and the State in Ageing Societies*. 79-104. Oxford, England: Clarendon Press.
- Blau, D. M., & Robins, P. K. (1989). Fertility, Employment, and Child Care Costs. *Demography*. 26(2): 287-299.
- Brouillette, L., Felteau, C., & Lefebvre, P. (1993). The Effects of Financial Factors on Fertility Behavior in Quebec. *Canadian Public Policy*. 19(3): 260-278.
- Buttner, T. & Lutz, W. (1990). Estimating Fertility Responses to Policy Measures on the German Democratic Republic. *Population and Development Review*. 16(3): 539-555.
- Calomiris, C. W. & Mason, J. R. (2003). Consequences of Bank Distress During the Great Depression. *The American Economic Review*. 93(3): 937-947.
- Castles, F. G. (2003). The World Turned Upside Down: Below Replacement Fertility, Changing Preferences and Family-Friendly Public Policy in 21 OECD Countries. *Journal of European Social Policy*. 13(3): 209-227.
- Chesnais, Jean-Claude. (1996). Fertility, Family and Social Policy in Contemporary Western Europe. *Population and Development Review*. 22(4): 729-739.
- Cigno, A. & Ermisch, J. (1989). A Microeconomic Analysis of the Timing of Births. *European Economic Review*. 33: 737-760.
- d'Addio, A. C. & d'Ercole, M. M. (2005). Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD Countries: The Role of Policies. OECD Social, *Employment and Migration Working Paper*. No. 27.
- Duclos, E., Lefebvre, P., & Merrigan, P. (2001). A Natural Experiment on the Economics of Storks: Evidence on the Impact of Differential Family Policy on Fertility Rates in Canada. *Center for Research on Economic Fluctuations and Employment, Working Paper*. No. 136. Université du Québec à Montréal.
- Ekert-Jaffé, O., Joshi, H., Lynch, K., Mougin, R., & Rendall, M. (2002). Fécondité, Calendrier des Naissances et Milieu Social en France et en Grande-Bretagne: Politiques Sociales et Polarisation Socioprofessionnelle. *Population-F*. 57(3): 485-518. Gauthier(2007)에서 재인용.
- Engelhardt, H., Kögel, T. & Prskawetz, A. (2004). Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time Series Analysis 1960-2000. *Population Studies*. 58(1): 109-120. Kohler, et al.(2006)에서 재인용.
- Ermisch, J. (1988). The Econometric Analysis of Birth Rate Dynamics in Britain. *The Journal of Human Resources*. 23(4): 563-576.
- Frank, H. A. (1990). Municipal Revenue Forecasting with Time-Series Models: A Florida Case Study. *American Review of Public Administration*. 20: 45-59.
- Gauthier, A. H. & Hatzius, J. (1997). Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis. *Population Studies*. 51: 295-306.
- 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: 323-346.
- Georgellis, Y. & Wall, H. J. (1992). The Fertility Effect of Dependent Tax Exemptions: Estimates

- for the United States. *Applied Economics*. 24(10): 139-145.
- Koch, P. D. & Rasche, R. H. (1988). An Examination of the Commerce Department Leading-Indicator Approach. *Journal of Business and Economic Statistics*. 6(3): 167-187.
- Kögel, T. (2004). Did the Association between Fertility and Female Employment in OECD Countries Really Change its Sign?. *Journal of Population Economics*. 17(1): 45-65. Kohler, et al.(2006)에서 재인용.
- Kohler, Hans-Peter, Billari, F. C., & Ortega, J. A. (2006). Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options. In Harris, F. R.(ed.), *The Baby Bust: Who Will Do the Work? Who Will Pay the Taxes?* 48-109. Lanham, MD: Rowman & Littlefield Publishers.
- Laroque, G., & Salanie, B. (2004). Fertility and Financial Incentives in France. *CEPR Economic Studies*. 50(3): 423-450.
- Leibenstein, H. (1957). *Economic Backwardness and Economic Growth* New York: Wiley & Sons, Inc. d'Adiddo & d'Ercole(2005)에서 재인용.
- McDonald, P. (2000). Gender Equity in Theories of Fertility Transition. *Population and Development Review*. 26(3): 427-430.
- McGinnis, H. (1994). Determining the Impact of Economic Factors on Local Government Growth Policy: Using Time-series Analysis and Transfer Function Models. *Urban Studies*. 31(2): 233-246.
- Meron, M. & Widmer, I. (2002). Unemployment Leads Women to Postpone the Birth of the First Child. *Population*. 57(2): 301-330.
- Milligan, K. (2005). Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility. *Review of Economics and Statistics*. 83(3): 539-555.
- Namoodiri, N. K. (1970). On the Relation between Economic Status and Family Size Preferences When Status Differentials in Contraceptive Instrumentalities Are Eliminated. *Population Studies*. 24(2): 233-239.
- Nunn, S. (1991). Public Capital Investment and Economic Growth in Fort Worth: The Implications for Public Budgeting and Infrastructure Management. *Public Budgeting and Finance* 11(2): 62-94.
- Oláh, L. S. (2003). Gendering Fertility: Second Births in Sweden and Hungary. *Population Research and Policy Review*. 22(2): 171-200.
- Parent, D., and Wang, L. (2007). Tax Incentives and Fertility in Canada: Quantum vs Tempo Effect. *Canadian Journal of Economics*. 40(2): 371-400.
- Rindfuss, R. R., & Brewster, K. L. (1996). Childbearing and Fertility. *Population and Development Review*. 22(Suppl): 258-289.
- Rindfuss, R. R., Guzzo, K. B., & Morgan, S. P. (2003). The Changing Institutional Context of Low Fertility. *Population Research and Policy Review*. 22(5-6): 411-438. Kohler, et al.(2006), Gauthier(2007)에서 재인용.
- Sleebos, J. E. (2003). Low Fertility Rates in OECD Countries: Facts and Policy Response. OECD Social, Employment and Migration Working Paper. No. 15.
- Torr, B. M. & Short, S. E. (2004). Second Births and the Second Shift: A Research Note on Gender Equity and Fertility. *Population and Development Review*. 30(1): 109-130.
- Vikat, A. (2004). Women's Labor Force Attachment and Childbearing in Finland. *Demographic Research* Special Collection 3, Article 8.
- Walker, J. R. (1995). The Effect of Public Policies on Recent Swedish Fertility Behavior. *Journal of Population Economics*. 8(3): 223-251.
- Whittington, L. A., Alm, J., & Peters, H. E. (1990). Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalist Policy in the United States. *The American Review*. 80(3): 545-556.

Zhang, J., Quan, J., & Van Meerbergen, P. (1994). The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada 1921-88. *The Journal of Human Resources*. 29(1): 181-201.

[저자소개]

李 錫 煥 2009년 미국 Rutgers(Newark)에서 행정학 박사학위(논문제목: Tax Competition among Local Governments and the Effects on Government Performance: Empirical Evidence from Local Governments in New Jersey)를 취득하였다. 현재 한양대학교 정책과학대학 정책학과 조교수로 재직하고 있다. 재정이론과 계량분석을 중심으로 정책평가, 정책확산, 정부 간 경쟁, 정부성과평가 등에 관한 연구를 진행하고 있다(lshufo@hanyang.ac.kr).

논문투고일자: 2014. 1. 28. / 심사의뢰일자: 2014. 2. 10(초심) / 2014. 3. 14(재심) / 게재확정일자: 2014. 3. 20.