

노동정책연구
2018. 제18권 제2호 pp.61~98
© 한국노동연구원

연구논문

출산장려금의 출산을 제고 효과: 충청지역을 대상으로*

김우영**
이정만***

본 연구는 기존에 충분한 연구가 이루어지지 않았던 충청남도의 16개 시군과 충청북도의 12개 시군을 대상으로 2000년부터 2016년까지 출산장려금이 합계출산율에 미친 영향을 살펴본다. 이를 위하여 출산율만을 종속변수로 사용한 단일 함수 모형과 출산율과 여성의 순유입률을 함께 고려한 구조적 모형을 추정한다. 특히 후자는 이명석·김근세·김대건(2012)과 박창우·송현재(2014)가 지적한 출산장려금의 효과를 추정함에 있어 인구이동 문제를 동시에 고려하는 하나의 방안이 된다. 단일 회귀방정식과 구조적 모형을 추정한 결과, 충청지역의 출산장려금 정책은 합계출산율과 15~49세 여성 인구의 순유입에 긍정적인 효과를 미친 것으로 나타났다. 따라서 충청지역에서 출산장려금 제도는 출산율과 가임여성의 인구유입에 긍정적 효과가 있다고 말할 수 있다. 하지만 출산장려금이 여성의 순유입을 높여 그 결과 출산율이 증가되는 효과는 크지 않으며 그보다는 해당 지역에 거주하는 여성의 출산율을 높이는 것으로 추정된다. 또한 출산장려금이 출산율에 미치는 효과는 제도 도입 후 약 8년까지는 꾸준히 증가하고 그 이후 감소하며, 출산장려금은 평균 250만 원을 초과하면 출산율 효과가 감소하는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 출산장려금, 출산율, 순유입률, 구조적 모형

논문접수일: 2018년 5월 8일, 심사의뢰일: 2018년 5월 10일, 심사완료일: 2018년 6월 25일

* 본 연구는 공주대학교 연구년 사업에 의하여 연구되었다. 초고에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드린다.

** 공주대학교 경제통상학부 교수(kwy@kongju.ac.kr)

*** 공주대학교 행정학과 교수(leejm21@kongju.ac.kr)

I. 서론

통계청의 장래인구추계를 보면 2017년 현재 우리나라 인구는 약 5,100만 명인데, 매해 인구증가율이 둔화되다가 2031년에 정점을 찍고 그 이후에는 지속적으로 감소하는 것으로 예측되고 있다. 이러한 경향은 우리나라 대부분의 광역시도에서 나타나는데 세종시를 포함한 몇 개 지역을 제외하고는 2030년대 후반부터는 마이너스 인구성장률을 경험할 것으로 예상된다.

물론 이러한 인구감소 추세의 배경에는 출산율 저하가 가장 큰 요소로 지적될 수 있을 것이다. 우리나라 합계출산율은 1993년 1.65명이었던 것이 그 이후 지속적으로 감소하다가 2005년 1.08명으로 최하점에 이르고 그 이후 다소 회복되어 2016년에는 1.17명에 달하고 있다. 하지만 이는 다른 나라와 비교할 때도 매우 낮은 수준이며 2015년 기준 한국은 OECD 회원국 중 가장 낮은 수준의 합계출산율을 기록하고 있다.¹⁾

합계출산율은 지역 간 큰 편차를 보이고 있는데 2016년 현재 합계출산율이 가장 높은 지역은 세종시(1.82)이며 그 뒤를 전남(1.47), 제주시(1.43)가 따르고 있다. 한편 출산율이 가장 낮은 지역으로는 서울(0.94), 부산(1.10), 인천(1.14) 순으로 나타나고 있다. 또한 같은 광역시도 내에서도 시군구 간 많은 차이를 보이고 있는데, 예를 들어 본 연구의 대상 지역 중 하나인 충남을 보면 2016년 합계출산율이 가장 높은 지역은 당진시 1.77명이고, 가장 낮은 지역은 예산군 0.96명으로 전자가 후자보다 1.8배의 출산율을 보이고 있다. 이는 인구감소 측면에서 지역이 직면하고 있는 환경이 매우 다르며 따라서 이주나 출산정책의 도입 여부나 강도에 있어서도 지역 간 차이가 있을 수 있음을 시사한다.

우리나라 지방자치단체들은 인구감소와 출산율 저하를 막기 위해서 빠르게는 2001년(전남), 늦게는 2011년(충북 영동, 중평)부터 출산장려금 또는 인구증가시책을 위한 조례를 만들어 출산율 제고를 위한 제도적 장치를 마련하였다.²⁾

1) KOSIS에 따르면 2015년 OECD 평균 합계출산율은 1.70명이고 우리나라의 합계출산율은 1.24명이다.

또한 자치단체들은 여러 차례 조례 개정을 통하여 출산장려금의 지급대상을 확대하였으며 금액도 증가시켜왔다. 2017년 현재 거의 모든 시군구가 출산장려금을 지급하고 있는데 과연 이 제도가 지역의 출산율을 제고하는 데 도움이 되었는지에 대해서는 긍정적인 연구결과와 부정적인 연구결과가 혼재하고 있다.

출산장려금의 효과에 관한 기존의 연구는 전국 또는 대부분의 시군구를 대상(최정미, 2010; 허만형·이정철, 2011; 이충환·신준섭, 2013; 박창우·송헌재, 2014)으로 하거나, 아니면 수도권을 대상(배상석, 2010; 석호원, 2011; 민연경·이명석, 2013; 김민곤·천지은, 2016)으로 한 것으로 구분될 수 있다. 따라서 수도권 이외의 지역을 대상으로 출산장려금의 효과를 분석한 연구는 상대적으로 적으며, 특히 충청지역을 대상으로 한 연구는 거의 없었는데 이는 충청의 많은 시군들이 수도권에 비해서 인구감소가 빠르고, 고령화 정도가 높다고 볼 때 다소 의아할 정도이다. 결국 충청지역에서 출산장려금 정책이 출산율을 높이는 데 효과가 있었는지를 밝히는 것은 기존 연구를 확장하는 측면에서나 이 지역의 생존과 지속적 성장을 위하여도 중요한 과제라 할 것이다. 이러한 맥락에서 본 연구는 충청남도의 16개 시군과 충청북도의 12개 시군을 대상으로 2000년부터 2016년까지 출산장려금이 합계출산율에 미친 영향을 살펴보고자 한다. 충청지역을 대상으로 하는 연구는 적어도 두 가지 점에서 중요한 의미를 가진다. 첫째는 출산장려금의 효과가 지역마다 다르게 나타날 수 있기 때문에 전국을 대상으로 한 연구결과를 그대로 받아들이기 어렵다는 것이다. 전국을 대상으로 한 분석이 출산장려금의 평균적인 효과를 파악하는 데는 적절할 수 있으나 특정 지역의 효과는 평균과 다를 수 있다. 전국을 대상으로 한 연구에서는 대체로 출산장려금이 긍정적인 효과는 것으로 나타나는 반면, 수도권을 대상으로 한 연구에서는 효과가 없거나 미약하다고 나타나는 것은 지역연구의 중요성을 보여주는 것이다.

지역을 대상으로 하는 연구가 중요한 두 번째 이유는 자치단체의 출산율이 자신의 출산장려금 정책 이외에 자신이 속한 광역시도의 육아, 보육, 출산, 전

2) 이명석·김근세·김대건(2012)에 따르면 2001년 전남에서는 농어촌 지역 거주 여성이 출산하였을 때 10만 원의 장려금을 지원하였다. 한편 충북 영동군과 증평군은 전입인구에 대한 장려금 지급은 이전에도 있었으나 조례를 통한 출산장려금 지급은 2011년부터 시작하였다.

입지원 정책 등 다양한 요인에 영향을 받는다는 것이다. 이러한 제도적 차이를 모두 회귀분석에서 통제하기는 쉽지 않기 때문에 서로 이질적인 광역시도를 포괄하는 자치단체를 대상으로 출산장려금의 효과를 파악하는 것은 자칫 잘못된 결론에 도달할 수 있다. 본 연구에서는 충청지역으로 대상을 한정함으로써 이 지역에 속한 자치단체가 보다 동질적인 외부 조건에 있도록 하여 출산장려금의 효과를 좀 더 정확히 파악하고자 한다.

또한 본 연구는 출산장려금이 출산율에 미치는 효과를 파악함에 있어 방법론에 있어서도 기존 연구와 차별을 가진다. 기존 연구에서 한계점으로 많이 지적된 점은 출산장려금 정책으로 인한 인구이동(migration)을 어떻게 모형에 포함시키는가이다. 이 점은 이명석·김근세·김대건(2012)과 박창우·송헌재(2014) 등에 의해서 지적되었으며 송헌재·김현아(2014)와 Hong and Sullivan(2016)는 출산장려금 정책이 젊은 여성들의 인구이동에 유의미한 영향을 준다고 밝히고 있다. 하지만 지금까지 출산장려금과 인구이동, 출산율을 동시에 모형화한 연구는 없으며 따라서 구조적 모형(structural equation model)을 이용하여 출산장려금이 인구이동과 출산율에 미치는 효과를 복합적으로 추정한 본 연구는 이 분야에 중요한 공헌을 하게 될 것이다.

추가적으로 본 연구에서는 출산장려금의 효과를 추정함에 있어 출산장려금 실시 여부, 출산장려금 실시 후 지속기간, 출산장려금 지원액 등 다양한 방법으로 출산장려금 정책을 측정하고 이를 추정에 사용하고 있다. 특히 출산장려금이 출산율이나 인구 순유입률에 미치는 효과가 출산장려금 도입 후 증가하다가 일정기간 후 감소할 수 있다는 점을 고려할 때 출산장려금 실시 후 지속기간을 변수로 사용하는 것은 출산장려금 정책의 장기적 효과를 추정하는 데 매우 유용하다.³⁾

기존 연구에서 많이 사용한 단일 회귀방정식과 출산율 및 인구이동을 동시에 고려한 구조방정식모형을 추정한 결과, 충청지역의 출산장려금 정책은 합계출산율과 15~49세 여성인구의 순유입에 긍정적인 효과를 미친 것으로 추정되었는데 출산장려금이 출산율에 미치는 효과는 제도 도입 후 약 8년까지는 꾸준

3) 대부분의 기존 연구는 출산장려금 도입 여부나 출산장려금 지원액의 전기(t-1)을 변수로 사용하고 있기 때문에 1년 후의 출산율 효과만을 추정하고 있다고 볼 수 있다.

히 증가하고 그 이후 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 충청지역에서 출산장려금 제도가 출산율과 가임여성의 인구유입에 장기적인 긍정적 효과가 있다는 것을 보여준다. 또한 기존의 여러 연구에서 밝혀진 것과 같이 출산장려금 지원액이 증가할수록 출산율이 증가하는 것으로 나타나지만 이 역시 일정액이 넘어서면 증가폭이 줄어드는 수확체감 현상을 보이고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 출산장려금과 출산율의 관계를 살펴본 기존 연구를 최신 연구 중심으로 간략히 소개한다. 제Ⅲ장에서는 충남과 충북의 출산장려금 제도의 연혁과 주요 내용에 대해서 설명한다. 제Ⅳ장은 분석에 사용된 자료의 소개와 기초총계를 제시하고, 출산장려금 도입 전후 출산율과 15~49세 여성 전출입률에 대해서 살펴본다. 제Ⅴ장은 다양한 계량모형을 설정하고 이들의 추정결과를 제시하며, 마지막으로 제Ⅵ장은 본 연구의 결과를 요약하고 정책적 함의를 제시한다.

Ⅱ. 출산장려금과 출산율에 관한 기존 연구

지방자치단체에서 실시하고 있는 출산장려를 위한 정책수단으로는 출산장려금뿐 아니라 임신부 의료비용지원, 난임수술비용지원, 영육아지원금, 출산기념품 지급 등 다양한 수단이 있다. 여기서는 출산장려금 또는 출산축하금 제도에 한정하여 이들이 출산율에 미치는 효과에 대한 기존 연구를 요약하기로 한다.

출산장려금이 출산율에 미치는 효과에 대한 국내 연구는 비교적 최근에 이루어졌는데 그 이유는 출산장려금이 자치단체에서 처음으로 등장하기 시작한 시기가 2000년대 초반부터이기 때문이다. 앞서 언급한 바와 같이 출산장려금의 효과에 대한 기존 연구는 전국의 자치단체를 대상으로 한 연구와 수도권을 중심으로 한 연구로 구분될 수 있는데 최근의 연구를 중심으로 소개하기로 한다. 우선 전국을 대상으로 한 최정미(2010)는 232개 자치단체를 대상으로 출산장려금과 출생아 증가율의 상관관계를 분석한 결과 출산장려금을 평균 이상 지급하는 지역에서 출산율이 높다는 것을 보여주고 있다. 특히 이러한 효과는 서울과

광역시를 제외한 지역에서 더 크게 나타나고 있다. 허만형·이정철(2011)은 2008년까지 출산장려금 정책이 도입된 기초자치단체 164개를 대상으로 분석하였는데 출산정책의 도입 초기에는 효과가 없었지만 4년이 경과한 후에 그 효과가 나타난다는 것을 발견하였다. 하지만 이들 연구에서는 2008년 이후 출산장려금을 지급한 기초자치단체가 분석에서 빠져 있고, 출산정책 전후 출생율의 차이만을 검증하고 있다.

이명석·김근세·김대건(2012)는 2005년부터 2009년까지 한국의 230개 기초자치단체를 대상으로 집적시계열(pooled time series) 분석을 이용하여 출산장려금의 효과를 추정하였는데 지방자치단체의 출산장려금의 금액이 클수록 합계출산율이 높아진다는 것을 확인하였다. 다만, 자치단체의 출산장려정책이 타 지역으로부터의 인구유입에 의존하는 것이라면 국가적으로는 출산장려금의 효과가 사라질 수 있음을 지적하고 있다. 박창우·송헌재(2014)는 2005~2011년을 대상으로 우리나라 기초자치단체 모두를 포함하는 대표적인 표본을 구축하여 출산장려금이 출산율에 미치는 영향을 고정효과모형으로 추정하였는데 출산장려금이 첫째와 둘째 아이의 출생에 영향을 미쳤고, 일시금으로 지급하는 것이 상대적으로 더 효과적임을 보여주고 있다. 하지만 이들 역시 이명석·김근세·김대건(2012)과 마찬가지로 출산장려금 정책으로 인한 노동이주의 효과를 분석에 고려하지 못한 것을 한계로 지적하고 있다.

이석환(2014)은 2001년부터 2010년까지 230개의 지방자치단체를 대상으로 패널분석을 하였는데 출산장려금이 첫째와 둘째의 출생에 긍정적인 영향을 미쳤으나 셋째 아이 이상의 출산에는 효과가 없다는 것을 밝혔다. 한편, 이석환은 출산 정책을 도입 여부, 도입 후 경과기간, 출산장려금의 합계 등 다양하게 측정하였다는 점에서 본 연구에서 사용한 출산장려금 변수와 유사하다.⁴⁾

이승주·문승현(2017)은 시군구 단위를 자료를 사용하는 대신 여성가족패널을 이용하여 출산장려금 제도가 직장여성의 출산의사에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보았는데 출산장려금제도와 출산의사 사이에 양의 상관관계가 있음을 보이고 있다. 하지만 다른 변수를 통제한 이항로짓분석에서는 출산장려금의 지

4) 다만 이석환(2014)은 출산장려금 도입 경과기간이 선형(linear)으로 모형에 정의되었으나 본 연구에서는 도입 경과기간의 2차항을 포함시켜 한계효과가 체감할 수 있도록 하였다. 또한 출산장려금 역시 출산율 효과가 체감하도록 2차항을 모형에 포함시켰다.

급 여부가 출산의사를 높이는 데 영향을 주지 못하는 것으로 나타나고 있다.⁵⁾

한편 특정 지역을 대상으로 한 연구로는 김일옥·왕희정·정구철·최소영(2011)이 있는데 이들은 2010년 서울시에 거주하는 기혼여성 322명을 대상으로 한 설문조사 자료의 분석을 통하여 취업여성에게는 출산정책이 둘째 자녀 출산 의도에 유의미한 영향을 주는 반면, 미취업 여성에게는 출산의도에 영향을 주지 못한다는 것을 발견하였다. 서울시를 대상으로 실제 출산율을 이용한 연구로는 석호원(2011)이 있는데 2005년과 2009년 사이 서울시 25개 자치구를 대상으로 고정효과모형을 추정한 결과, 출산장려금이 출산율을 높이는 데 효과가 없는 것으로 나타났다. 표본을 연령별로 구분하였을 경우에도 모든 계층에서 출산장려금 변수의 계수값은 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 따라서 석호원(2011)의 연구에 따르면 서울시의 출산장려금 정책은 출산율 제고에 도움을 주기 않았다고 말할 수 있다.

민연경·이명석(2013)은 서울시, 경기도, 인천시 지역의 66개 기초자치단체를 대상으로 행정·재정, 문화·복지, 보육·교육 요인들이 출산율에 미치는 영향을 살펴보았는데 보육·교육요인이 가장 큰 영향을 주고, 그 다음으로 행정·재정요인이 중요한 것으로 나타나고 있다. 하지만 재정요인에 포함되어있는 출산장려금은 출산율에 긍정적인 영향을 미치기는 하지만 공무원 수, 재정자립도, 복지예산 등 다른 재정적 요인에 비해서는 통계적 유의성이 떨어지는 것으로 나타났다. 김민곤·천지은(2016)은 2012년부터 2014년까지 25개의 서울시 자치구를 대상으로 출산장려금이 출산율에 미치는 영향을 다중회귀분석을 통하여 추정하였는데 2012년만 출산장려금이 출산율을 높이는 효과가 있고, 2013, 2014년은 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다. 또한 이러한 결과는 출생아 수를 종속변수로 하였을 경우에도 동일하게 나타나고 있다. 이들은 석호원(2011)과 마찬가지로 서울시의 출산장려금이 실효성이 거의 없으며 따라서 전시적인 효과보다 실질적인 효과를 거두기 위해서는 보다 근본적인 대책이 필요하다고 주장한다.

5) 출산장려금과 출산의사에 관한 또 다른 연구로 송헌재·김지영(2013)이 있는데 출산장려금이 전체 여성의 출산의사에는 영향을 주지 못한다는 점에서는 이승주·문승현(2017)과 동일하지만 여성을 자녀 수로 구분할 경우, 자녀가 한 명인 가구에는 긍정적인 영향을 준다는 점에서 차이가 있다.

이상으로 출산장려금에 대한 국내연구를 종합하여 보면 전국을 대상으로 한 연구에서는 대체로 출산장려금이 출산율을 높이는 데 긍정적인 영향을 미쳤지만 수도권을 대상으로 한 연구에서는 영향이 없다고 나타난 연구들도 많이 있음을 알 수 있다. 하지만 기존의 연구들은 몇 가지 한계점을 가지고 있는데 최정미(2010)와 김민곤·천지은(2016)의 연구에서와 같이 아주 짧은 기간을 대상으로 횡단면 분석에 한정되어 있거나 출생아 수 증가율의 차이만을 검증하고 있으며, 이명석·김근세·김대건(2012)과 박창우·송헌재(2014)가 지적한 바와 같이 자치단체의 출산장려금 정책이 타 지역으로부터의 인구유입에 의존하는 것인지가 명확하게 밝혀지지 않고 있다. 송헌재·김현아(2014)는 출산장려금이 젊은 여성의 지역 순유입률을 높인다는 것을 보이고 있으나 이것이 그 지역의 출산율을 높이는 데 어떤 역할을 했는지에 대해서는 명확히 밝혀지지 않고 있다. 따라서 출산장려금, 인구이동, 출산율을 함께 고려한 모형의 필요성은 여전히 남아 있다 할 것이다.

출산장려정책과 출산율에 대한 외국의 연구는 오랜 기간 동안 상당히 많은 연구가 축적되어 왔기 때문에 여기서는 주요 국가의 최근 연구만을 간략히 소개하기로 한다. Rawlings et al.(2016)은 호주 정부가 2004년 시작한 아동수당(baby bonus)이 출산율에 미치는 영향을 2001~2013년 호주 통계청 자료를 이용하여 살펴보았는데,⁶⁾ 아동수당이 15~19세 여성의 모든 사회경제적 계층에서 출산율을 증가시켰고, 특히 사회경제적 지위가 낮은 계층에서 출산율이 높아졌다는 것을 발견하였다. 한편 25~29세 여성의 경우에는 2004년 아동수당 이후 출산율이 오히려 감소하였는데 이에 대해서는 충분한 설명이 제시되지 않고 있다. 하지만 15~49세 전체 여성을 대상으로 할 때 아동수당이 출산율을 높이는 것으로 나타나고 있기 때문에 호주에서 아동수당이 출산율 제고에 긍정적인 영향을 미쳤다는 이전의 연구(Drago et. al., 2009; Sinclair, Boymal and De Silva, 2012)와 동일한 결과를 보인다고 말할 수 있을 것이다.

Riphahn and Wijnck(2017)은 독일을 대상으로 1996년 아동수당의 개혁이 출산율에 미치는 영향을 살펴보았는데 출산율에 미치는 영향이 가구소득과 자

6) 호주는 2004년 7월 1일부터 신생아 1명에 대하여 A\$3,000을 지급하기 시작하였고, 이 금액은 2006년에 A\$4,000, 2008년에는 A\$5,000로 증가되었다(Rawlings et al., 2016).

녀 수에 따라 변한다는 것을 발견하였다.⁷⁾ 특히 이들은 출산장려금이 저소득층에게는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못하며, 고소득층에는 둘째 아이의 출산에 긍정적인 영향을 준다고 밝히고 있다. 논문의 결론 부분에서 이들은 현금을 지급하는 출산장려정책은 그리 효과적이지 못하며 특히 저소득층에게는 더욱 비효과적인 방법이라는 부정적인 견해를 제시하고 있다.

캐나다의 출산장려금의 효과를 추정한 대표적인 연구로는 Milligan(2005)이 있다. 그는 1980년대 퀘벡지역에서 실시한 출산장려금제도(Allowance for Newborn Children)가 출산에 어떤 영향을 미쳤는지를 출산장려금을 지급하지 않은 캐나다의 다른 주와 비교함으로써 추정하고자 하였다. 회귀분석 결과, 출산장려금이 CAN\$1,000 증가하면 출산 확률이 약 16.9% 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 연령과 가구소득으로 여성을 구분하였을 경우, 젊은 여성이나 가구소득이 낮은 계층에서는 출산장려금의 효과가 없다는 것을 발견하였다. 이러한 결과는 출산장려금이 저소득층에게는 효과적이지 않다는 Riphahn and Wiyneck (2017)의 결과와 유사하다. 한편 캐나다 퀘벡을 대상으로 한 최근 연구로는 Ang (2015)이 있는데 그는 퀘벡정부가 실시한 부모육아휴직제도와 현금을 지급한 출산장려금 제도의 출산효과를 비교하였다. 인구총조사와 노동력조사를 이용하여 두 제도의 효과를 추정한 결과, 부모육아휴직제도가 출산장려금보다 출산율과 노동공급을 늘리는 데 효과적이며 제도를 운영하는 데 드는 비용도 낮은 것으로 나타났다. 따라서 Ang(2015)의 연구는 퀘벡의 출산장려금 제도의 효과 자체를 부정하는 것은 아니지만 효과나 비용 측면에서 비효율적이라는 점을 지적한다.

이 외에도 싱가포르를 대상으로 한 Chen, Yip and YAP(2018)은 싱가포르의 출산율 변화를 결정하는 데 미혼여성이나 아이가 없는 기혼여성의 영향이 가장 크지만 정부의 출산장려정책은 셋째 아이 이상을 출산할 때 장려금을 지급하기 때문에 정책의 미스매치가 존재하다고 지적하고 있다. Garganta et al.(2017)은 아르헨티나의 자녀보조금이 의도치 않게 출산율을 높이는 결과를 초래하였다

7) 독일은 1996년 이전에는 첫째 아이에게 매달 70DM을 지급하였고, 가구소득에 따라 둘째 아이에게 70~130DM, 셋째 아이에게 70~220DM, 넷째 아이 이상에게 70~240DM을 지급하였는데, 1996년 개혁 이후에는 소득에 상관없이 첫째와 둘째에게 200DM, 셋째 아이에게 300DM, 넷째 아이 이상에게 35DM을 지급하는 것으로 바뀌었다.

고 보고하고 있는데 그 효과는 자녀가 없는 여성보다는 자녀가 있는 여성에게 더 크다는 것을 보여주고 있다.

이상 외국 연구들의 결과를 종합하면 전반적으로 출산장려금이 출산율을 높이는 데 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타나지만, 여성의 연령과 가구소득에 따라 그 효과는 달라질 수 있음을 보여준다. 또한 우리나라 연구가 주로 자치단체를 대상으로 이루어진 데 반하여 외국의 연구들은 개인을 단위로 하는 연구가 많다는 차이점을 보인다. 이러한 차이는 외국의 경우에는 출산장려금이 주로 국가차원에서 결정되는 반면, 우리나라의 경우에는 자치단체마다 조례 제정을 통하여 출산장려금의 도입시기와 금액이 결정되기 때문으로 설명될 수 있을 것이다.

Ⅲ. 충청지역의 출산장려금 제도

1. 시군구 출산장려금사업의 기본 틀

2017년 현재 충남북 26개 모든 시군이 출산장려금사업을 시행하고 있다.⁸⁾ 시군별로 도입시기, 지원금액이나 지원대상자 요건 등에는 다소 차이가 있으나 지원방식의 기본적인 틀은 거의 유사하다.

우선, 모든 시군이 출산장려금의 지원 근거를 조례로 정하고 있는데, 그 명칭은 양육지원이 포함된 시군도 없지 않으나 대부분 「출산(장려금, 축하금) 지원에 관한 조례」나 「인구증가 시책 지원 조례」 등의 명칭으로 규정하고 있다. 일반적으로 「인구증가 시책 지원 조례」에서는 출산장려금 이외에도 전입자 지원 등 다양한 인구증가사업이 포함되어 있다.⁹⁾

8) 충청남도는 2018년 현재 8개 시, 7개 군(15개 시군)으로 구성되어 있다. 연기군이 2012년 7월 세종특별자치시로 편입·분리되었고, 당진군이 2012년 1월에 당진시로 승격되었다. 한편 충청북도는 2018년 현재 3개 시, 8개 군(11개 시군)으로 구성되어 있다. 청원군이 2014년 7월 청주시와 통합하여 청주시로 출범하였다.

9) 12개의 시군은 2개의 조례를 함께 설치하고 있는데, 2개의 조례를 병용하는 시군의 출산장려금 사업의 근거는 「출산 지원에 관한 조례」에 두고 있다. 한편 당초 출산장려금사업을

출산장려금의 지원 근거를 규정한 시군 조례는 기본적으로 「저출산·고령사회기본법」의 취지에 따른 것으로 볼 수 있다. 그러나 법률 규정의 해석상 필수·위임 조례가 아닌 자치단체가 자율적으로 제정한 직권·임의 조례에 해당된다. 사업의 소요 재원도 직접적인 국고 지원 없이 이루어지고 있다. 결국 출산장려금지원사업은 자치단체의 인구증가와 출산장려를 위해 자치단체의 자체 재원으로 수행하는 자치단체 자체사업 중 하나이다.

출산장려금 지원 조례는 대체로 지원대상, 지원기준, 신청인 및 지원 신청 절차 등으로 구성된다. 지원대상에는 신생아 부모의 의무 거주기간 등 지원대상 요건을 정하고, 지원기준에서는 출산 자녀 순위에 따른 출산장려 지원금액을 정하고 있다.

2. 출산장려금 도입 추이 및 지속 기간

출산장려금은 충청북에서는 논산시가 2002년 최초로 도입하기 시작하였다. 2005년까지 15개 시군이 도입하여 전체 28개 시군(연기군, 청원군 포함)의 절반 이상이 시행하게 되고 이후에도 꾸준히 늘어나 2012년에는 모든 시군에 도입되기에 이른다(표 1 참조). 이렇게 보았을 때 출산장려금사업의 지속기간은 2018년 현재 기준으로 짧게는 7년, 길게는 17년인 셈이다. 전체 시군의 절반 이상에서 13년 이상 출산장려금지원사업이 지속되어 온 것을 알 수 있다.

충남북 시군의 출산장려금의 평균적인 도입시기는 2006년이나 절반 이상의 시군이 도입한 시기는 2005년으로서 전국적인 기초자치단체의 출산장려금의 평균적인 확산 속도에 비추어보았을 때 다소 이른 시기에 빠른 속도로 도입, 확산되었다고 할 수 있다(김지영, 2017). 이는 상대적으로 인구감소의 속도가 빠른 비수도권 농어촌 시군의 위기감이 반영된 것으로 보인다.

한편 충남과 충북을 비교해보면 충남의 시군이 충북의 시군보다 빠른 시기에 도입하기 시작하였다고 할 수 있다. 충남 시군의 평균 도입시기는 2004년이고, 충북 시군의 경우는 2009년이다. 충청북 전체 시군의 평균 도입시기인 2006년

「인구증가 시책 지원 조례」로 도입했다가 이후에 「출산 지원에 관한 조례」를 신설하여 사업 근거 조례를 변경한 시군도 2곳이 있다.

〈표 1〉 시군별 출산장려금 도입시기

충남	도입시기	충북	도입시기
천안시	2005	청주시	2007
공주시	2005	충주시	2008
보령시	2005	제천시	2004
아산시	2006	단양군	2012
서산시	2004	청원군	2011
태안군	2005	영동군	2011
금산군	2007	보은군	2009
연기군	2005	옥천군	2008
논산시	2002	음성군	2009
계룡시	2004	진천군	2012
부여군	2005	괴산군	2009
서천군	2005	증평군	2011
홍성군	2003		
청양군	2004		
예산군	2004		
당진시	2005		

자료: 법제처 자치법규정보시스템.

을 기점으로 보면 충남의 경우는 16개 시군(연기군 포함) 모두가 도입한 상태이고, 충북의 경우는 12개 시군(청원군 포함) 가운데 1개 시군만 도입된 것으로 조사된다.

충북 시군의 경우는 전국적인 기초자치단체의 출산장려금의 평균적인 도입 시기에 비추어보더라도 다소 늦은 편에 속한다고 할 수 있다. 우리나라 지방자치단체 간의 정책 확산은 일반적으로 도 단위로 진행된다는 것을 짐작하게 하는 부분이다.

3. 출산장려금 지원규모 및 지원방식

출산장려 지원금액은 2017년 현재 1개의 시군을 제외한 모든 자치단체가 조례 및 시행규칙에 구체적으로 명시하고 있다. 그리고 조례 및 시행규칙에 지원 금액을 명시한 자치단체에서는 모두가 복수의 자녀를 지원대상으로 하고 있으며 출산순위에 따라 차등적으로 지원금액을 정하고 있다. 출산순위가 늦어질수록 출산장려 지원금액이 증가하는 형태이다.

<표 2>는 시군별 출산율 및 출산장려금의 추이를 보여주고 있다. 출산장려 지원금액은 거의 모든 자치단체가 한두 차례 상향 조정해왔기 때문에 시군별 지원금의 평균액(자녀 수를 가중치로 사용)도 꾸준히 증가하는 추세를 보이고

<표 2> 시군별 출산율 및 출산장려금의 추이

(단위: 명, 백만 원)

	합계출산율				출산장려금			
	2002	2007	2012	2016	2002	2007	2012	2016
천안시	1.394	1.496	1.505	1.298	0	0.282	0.854	0.782
공주시	1.246	1.235	1.301	1.049	0	0.677	0.624	3.357
보령시	1.327	1.338	1.377	1.328	0	0.677	0.624	1.436
아산시	1.412	1.619	1.807	1.569	0	0.474	0.692	1.043
서산시	1.466	1.744	1.763	1.668	0	0.884	3.867	3.559
태안군	1.372	1.429	1.509	1.372	0	1.097	0.976	1.601
금산군	1.28	1.568	1.546	1.295	0	0.833	1.063	0.999
연기군	1.375	1.466	.	.	0	0.744	.	.
논산시	1.264	1.422	1.436	1.246	0.097	0.884	0.799	0.750
계룡시	1.505	1.6	1.459	1.661	0	0.305	0.878	1.357
부여군	1.203	1.296	1.381	1.15	0	0.790	1.078	5.275
서천군	1.296	1.294	1.304	1.147	0	0.771	0.692	0.652
홍성군	1.264	1.41	1.336	1.436	0	0.692	2.065	1.898
청양군	1.402	1.563	1.659	1.196	0	0.974	1.756	7.391
예산군	1.164	1.403	1.376	0.96	0	2.103	1.945	1.802
당진시	1.321	1.603	1.882	1.767	0	1.246	3.867	3.634
청주	1.241	1.327	1.467	1.352	0	0.991	0.885	0.823
충주	1.223	1.303	1.305	1.314	0	0.000	1.592	0.861
제천	1.212	1.247	1.405	1.334	0	0.991	2.653	2.531
단양	1.181	1.234	1.239	0.985	0	0.000	0.099	0.098
청원	1.382	1.727	1.805	1.71	0	1.767	1.592	1.478
영동	1.303	1.387	1.482	1.192	0	0.000	5.069	6.552
보은	1.428	1.302	1.395	1.55	0	0.000	2.910	1.746
옥천	1.212	1.398	1.271	1.277	0	0.000	0.885	2.976
음성	1.528	1.566	1.641	1.561	0	0.000	1.916	1.769
진천	1.575	1.647	1.622	1.412	0	1.767	3.266	3.080
괴산	1.327	1.334	1.223	0.931	0	0.000	2.910	2.661
증평	1.418	1.661	1.732	1.802	0	0.000	1.400	1.450

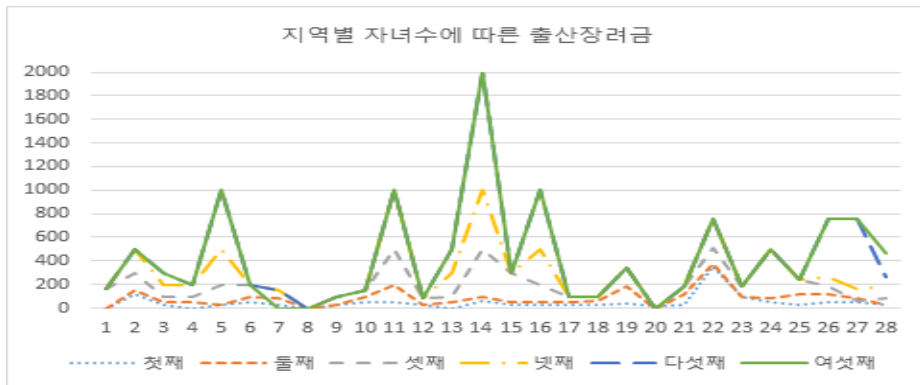
주: 모든 자녀에게 지급 가능한 출산장려금의 평균을 2015년 물가로 조정함 값.

있다.¹⁰⁾ 시군별 지원금의 격차도 작지 않지만 출산율의 격차도 시군별로 크게는 2배 가까운 차이를 보이고 있다. 출산율은 대체로 감소 추세를 보이고 있지만 감소의 속도나 기복의 양상은 시군별로 차이를 보이고 있다. 출산율만 보더라도 시군별 인구 변동의 양상이나 인구정책을 둘러싼 환경이 획일적이지 않음을 엿볼 수 있다.

한편 2016년 기준 출산 자녀 순위에 따른 출산장려금의 평균 금액을 보면, 첫째 자녀부터 여섯 자녀까지 각각 18만 원, 36만 원, 88만 원, 112만 원, 145만 원, 144만 원이다. 출산순위에 따른 지원금의 시군별 표준편차는 첫째, 둘째, 셋째, 넷째, 다섯째, 여섯째가 각각 26만 원, 46만 원, 107만 원, 166만 원, 251만 원, 255만 원으로서 평균 금액이 증가하면서 편차도 커지는 경향을 보인다.

[그림 1]은 2016년 현재 시군별 자녀 수에 따른 출산장려금 현황을 하나의 그래프로 보여준다. 출산장려금의 지원 규모는 시군별로 차이가 적지 않다. 대부분의 자치단체가 지원대상을 첫째 자녀부터 포함시키고 있지만, 둘째, 셋째 자녀부터 적용하는 자치단체도 있다. 그리고 순차적으로 차등 지원하는 자녀

[그림 1] 시군별 자녀 수에 따른 출산장려금 현황(2016년)



주: 횡축 번호의 시군은 다음과 같다. 1(천안시), 2(공주시), 3(보령시), 4(아산시), 5(서산시), 6(태안군), 7(금산군), 8(연기군), 9(논산시), 10(계룡시), 11(부여군), 12(서천군), 13(홍성군), 14(청양군), 15(예산군), 16(당진시), 17(청주시), 18(충주시), 19(제천시), 20(단양군), 21(청원군), 22(영동군), 23(보은군), 24(옥천군), 25(음성군), 26(진천군), 27(괴산군), 28(중평군).

10) 모든 자치단체가 지원 자녀 수를 제한하고 있지 않기 때문에 이론상으로는 지원금액의 상한선이 없다고도 할 수 있다.

수도 자치단체별로 차이가 있다. 또한 출산순위에 따라 출산지원금의 규모가 커지면서 시군별로 지원금의 격차도 커짐을 알 수 있다.

지원대상의 요건으로서는 모든 자치단체가 출생아 부모나 출생아의 주민등록과 실거주를 요건으로 하고 있다. 별도의 의무 거주기간을 부과하지 않는 자치단체도 없지 않지만 대부분의 자치단체에서는 일정 기간의 거주를 의무화하고 있다. 의무 거주기간의 산정 기준은 출생일 이전과 이후, 혹은 출생 전후 등 다양하다. 그러나 많은 자치단체가 출생일 이전부터 일정 기간의 거주를 요건으로 하고 있다. 의무 거주기간도 3개월, 6개월, 12개월 등 다양하다.

지원금의 지급방식은 일시금 지급, 분할 지급 등의 방식이 혼용되고 있다. 전체 자치단체의 2/3에 가까운 자치단체가 자녀 수에 관계없이 일시금으로 지원하고 있다. 분할 지급하는 자치단체에서는 대체로 지원금이 크지 않은 자녀까지는 일시금으로 지급하고 지원금의 규모가 커질 경우 수년에 걸쳐 분할 지원하는 자치단체가 많다. 월별로 분할 지급하는 자치단체도 없지 않다. 분할 지원하는 것은 예산의 압박을 피하기 위한 이유에서뿐만 아니라 출산 이후에도 계속 해당 자치단체의 거주를 유도하기 위한 사업 의도가 있는 것으로 보인다.

IV. 자료 소개 및 기초분석

1. 자료 소개

출산장려금의 출산율 효과를 분석하기 위해서 다양한 출처의 자료를 사용하였다. 우선 출산장려금에 대한 정보는 자치단체별 도입시기, 자녀에 따른 지급금액 등이 포함되는데 이에 대한 자료는 행정안전부에서 운영하는 자치법규정보시스템에서 제공하는 출산장려금 지원 조례와 인구증가 시책 지원 조례를 통하여 구하였으며, 이들 조례로도 명확하지 않을 경우에는 지방자치단체 인구정책 사례집을 참조하였다. 이들 자료를 토대로 자치단체별 출산장려금의 도입시기와 연도별 지급 가능한 출산장려금 총액을 계산하였다.

출산율과 노동이동을 측정하는 변수로는 각각 합계출산율과 여성 순유입률

을 사용하였는데 이들에 대한 정보는 통계청의 KOSIS를 통하여 구해졌다. 합계출산율은 가입여성이 평생 동안 낳을 수 있는 아이 수를 나타내는데 연령별 출산율의 총합이며, 허만형·이정철(2011), 이석환(2014) 등 많은 연구에서 출산율 지표로 사용하였다. 여성 순유입률은 15~49세 여성의 전입자 수와 전출자 수의 차이를 해당 연령의 여성인구로 나눈 것이다. 이 변수 역시 송헌재·김현아(2014)를 비롯한 인구가동 문헌에서 많이 사용되는 지표이다.

통제변수로는 15~49세 여성 대졸 비중, 남편의 연령, 부인의 연령, 조혼인율, 조이혼율, 1인당 GRDP, 65세 이상 비중, 유아 천 명당 보육시설 수, 인구증가율 등이 사용되었으며 이들은 대부분 기존의 연구에서 사용된 변수들이다. 이들 변수에 대한 정보는 마찬가지로 통계청의 KOSIS를 이용하였다.

<표 3>은 분석에 사용된 변수들의 주요 통계치를 보여주고 있다. 분석대상은 2000~2016년 충남의 16개, 충북의 12개 자치단체인데 이 중 연기군은 2012년

<표 3> 변수의 기초통계(2000~2016년, 충청지역 시군구)

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
합계출산율	432	1.375	0.177	0.921	1.949
여성 순유입률	432	-0.010	0.025	-0.087	0.103
출산장려금(더미)	432	0.678	0.468	0.000	1.000
출산장려금 도입연도	432	2006	2.398	2002	2011
출산장려금 지속기간	432	3.431	3.722	0.000	14.00
실질출산장려금(만 원)	432	98.6	115.7	0.000	739.3
여성 대졸 비중	432	0.256	0.090	0.089	0.558
남편 연령	432	31.22	1.285	28.32	35.87
아내 연령	432	27.73	1.257	25.06	30.58
조혼인율	432	0.005	0.001	0.003	0.009
조이혼율	432	0.002	0.000	0.001	0.004
1인당 GRDP(백만 원)	406	28.69	15.37	10.20	106.4
65세 이상 비중	432	0.199	0.082	0.055	0.403
보육시설 수(유아 천 명당)	432	12.90	4.559	3.913	25.31
인구증가율	432	-0.001	0.021	-0.060	0.103
충남더미	432	0.574	0.495	0.000	1.000

주: 실질출산장려금 합계는 명목금액을 2015년도 지역물가로 조정한 것임. 조혼인율과 조이혼율은 혼인건수와 이혼건수를 당해 연도 연앙인구로 나눈 것임. 관측수가 가장 적은 변수는 1인당 GRDP인데 현재 2015년까지 자료가 가능한 상태임. 또한 충남 연기군은 2012년부터 세종시로 편입되었고, 청원군은 2014년부터 청주로 편입되어 그 이후 GRDP 자료는 누락된 상태임.

부터 세종시로 편입되었고, 창원군은 2014년부터 청주시 청원구로 통합되었기 때문에 이 기간 이후에는 독립적인 관측치가 없다. 또한 시군구 GRDP는 현재 2015년까지만 자료가 가능하다. 마지막으로 시군의 통합으로 인하여 인구성장률이나 순유입률의 이상치(outlier)가 나타나 이들을 표본에서 제거하였다. 따라서 사용된 자료는 불균형패널자료이라고 할 수 있다.

우선 합계출산율을 보면 동기간 동안 평균이 1.38명이고 최저는 0.92명, 최고는 1.95명으로 나타나고 있는데 최저치는 2013년도 충북 괴산이며, 최대치는 2015년도 당진시에 해당한다. 여성의 순유입률의 평균은 -1%로 나타나 충청지역 차단체는 평균적으로 인구유출을 경험하고 있다고 볼 수 있으며, 순유입률의 격차는 -8.7%(2001년 괴산시)에서 10.3%(2007년 당진시)로 나타나 지역 간 편차가 매우 크다는 것을 알 수 있다.

출산장려금은 전체 2000~2016년 기간 중 67.8%가 지급되었으며, 평균적인 도입연도는 2006년이다. 가장 빨리 도입된 지역은 충남의 논산시이며, 가장 늦게 도입된 지역은 충북의 단양, 영동, 증평이다. 출산장려금 지속기간의 전체 평균은 약 3.4년인데, 출산 장려금을 도입한 후만을 대상으로 했을 때는 지속기간의 평균은 약 5.6년으로 나타나고 있다. 실질출산장려금의 합계는 2015년 물가수준으로 자녀 수에 따라 지급되는 모든 장려금을 합한 것인데 평균이 약 99만 원이며 최고 739만 원(2015년 청양군)까지 지급되고 있다.¹¹⁾

여성 대졸 비중은 15~49세 여성 중 전문대학교 이상을 졸업한 여성의 비중인데 평균 25.6%로 나타나고 있으며, 시군별 평균 초혼연령은 남성이 31.22세, 여성이 27.73세로 약 4살의 차이를 보이고 있다. 조혼인율과 조이혼율은 혼인건수와 이혼건수를 당해연도 연앙인구로 나눈 것인데 조혼인율이 조이혼율의 약 2.5배를 보인다. 1인당 GRDP는 2015년 물가로 측정된 것인데 충청지역의 평균은 약 29백 원이고 가장 낮은 지역은 10백만 원(2006년 계룡시), 가장 높은 지역은 106백만 원(2015년 아산시)을 보이고 있다.¹²⁾

2000~2016년 충청지역 65세 이상의 비중은 평균 19.94%로 거의 초고령사회에 진입하고 있으며 고령자 비중이 가장 높은 지역은 40.3%로 2016년 충남

11) 이것도 실제로 출산장려금이 도입된 시기만의 평균은 계산하면 931만 원이다.

12) 충북의 1인당 GRDP 평균은 약 27백만 원, 충남은 29백만 원으로 충남이 약 2백만 원 더 높게 나타나고 있다.

서천군이 여기에 해당된다. 유아 천 명당 평균 보육시설은 12.9개로 나타나며 지역 간 큰 편차를 보이고 있다. 또한 연평균 인구증가율은 거의 0%에 해당되는데 최저 -6%(2012년 공주시)에서, 최고 10.3%(2005년 계룡시)까지 나타나고 있다.

<표 4>는 주요변수들의 상관관계를 보여주고 있다. 여성의 순유입률이 증가할수록 해당지역의 출산율은 높게 나타나고 있다. 출산장려금 여부, 출산장려금 지속기간, 출산장려금 합계는 모두 출산율과 정(positive)의 상관관계를 가지며 통계적 유의성도 보이고 있다. 여성의 학력수준도 출산율과 정의 관계를 가지는 것으로 나타나며, 남편의 연령은 출산율과 부(negative)의 관계를 보이나 통계적으로는 유의하지 않으며, 부인의 연령은 예상과는 다르게 정의 상관관계를 가지나 통계적 유의성은 없다. 조혼인율과 조이혼율은 출산율과 정의 관계를 보이나, 후자의 경우에는 통계적 유의성이 없다. 1인당 소득은 조혼인율과 마찬가지로 출산율과 매우 강한 정의 상관관계를 가지는 것으로 추정된다. 마지막으로 보육시설 수가 증가하면 합계출산율도 증가하는 것으로 나타나는데 통계적으로는 유의하지 않다.

<표 4> 변수의 상관계수(2000~2016년, 충청지역 시군구)

	합계 출산율	여성 순 유입률	출산 장려금 터미	출산 장려금 지속기간	출산 장려금 합계	여성 대졸 비중	남편 연령	아내 연령	조혼인율	조이혼율	1인당 GRDP	보육 시설수
합계출산율	1											
여성 순유입률	0.372*	1										
출산장려금 터미	0.130*	0.309*	1									
출산장려금 지속기간	0.114*	0.196*	0.636*	1								
출산장려금 합계	0.166*	0.259*	0.524*	0.528*	1							
여성 대졸 비중	0.175*	0.420*	0.640*	0.758*	0.435*	1						
남편 연령	-0.075	0.121*	0.642*	0.656*	0.511*	0.580*	1					
아내 연령	0.078	0.315*	0.712*	0.786*	0.5551	0.840*	0.839*	1				
조혼인율	0.554*	0.519*	-0.026	-0.197*	-0.101*	0.017	-0.318*	-0.133*	1			
조이혼율	0.147	0.234*	-0.206*	-0.201*	-0.157*	-0.210*	-0.298*	-0.211*	0.459*	1		
1인당 GRDP	0.545*	0.425*	0.222*	0.267*	0.245*	0.207*	0.141*	0.210*	0.604*	0.278*	1	
보육시설 수	0.090	0.253*	0.608*	0.749*	0.317*	0.740*	0.597*	0.731*	-0.013	-0.139	0.335*	1

주: *는 95% 수준에서 통계적으로 유의.

한편 출산장려금 여부, 출산장려금지속기간, 출산장려금 합계 모두 여성의 순유입률과 정의 관계를 가지며 통계적으로도 유의하게 나타나고 있다. 이는 출산장려금이 여성의 순유입률을 높여 결과적으로는 합계출산율을 높이는 역할을 하였을 가능성을 제시한다. 즉 여성의 순유입률이 출산장려금정책과 출산율 사이의 매개변수로 작용하였을 가능성이 있다.

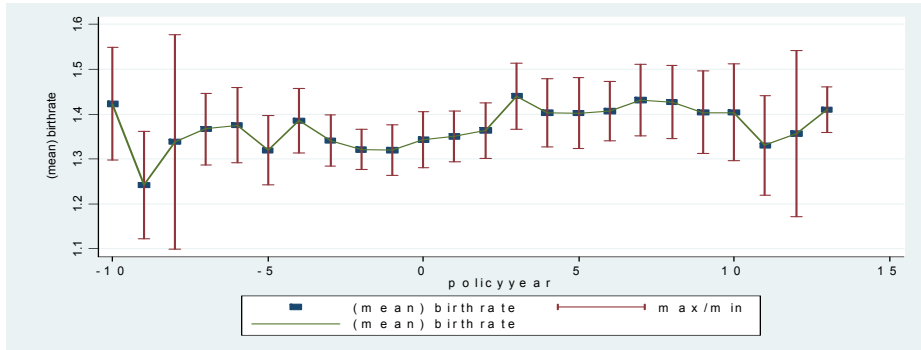
해당지역의 여성의 학력이 높을수록, 부부의 연령이 높을수록 그 지역의 순유입이 증가하는 것으로 나타나며, 혼인율과 이혼율 역시 순유입률과 정의 상관관계를 가지는 것으로 나타나나 후자의 경우에는 인과관계를 나타낸다고 보기는 어렵고 가성상관(spurious correlation)일 수 있다. 자치단체의 소득이 높을수록, 보육시설 수가 증가할수록 여성의 순유입률이 증가하는 것은 예상과 다르지 않다. <표 4>의 결과는 단순히 변수들 사이의 상관관계를 나타내기 때문에 인과관계를 설명하기에는 부족하다. 이에 대해서는 회귀분석을 통하여 검토하기로 한다.

2. 출산장려금 정책 도입 전후 출산율 및 여성 순유입률 변화

회귀분석을 통하여 출산장려금이 출산율과 여성의 순유입률에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보기에 앞서 출산장려금의 도입 전후 출산율과 순유입률이 어떻게 변했는지 그래프로 살펴보는 것은 유용하다. 이를 위하여 자료를 재구성하였는데 각 자치단체별로 출산장려금을 도입한 해를 0으로 정하고 모든 자치단체를 도입한 해를 기준으로 다시 정렬하였다. 따라서 만약 출산장려금 정책 변수(policyyear)가 -5이면 이는 장려금 도입 5년 전을 의미하며, +3이면 도입 후 3년이 경과한 해를 의미한다. [그림 2]은 출산장려금 정책 도입 전후의 출산율 변화를 보여준다.

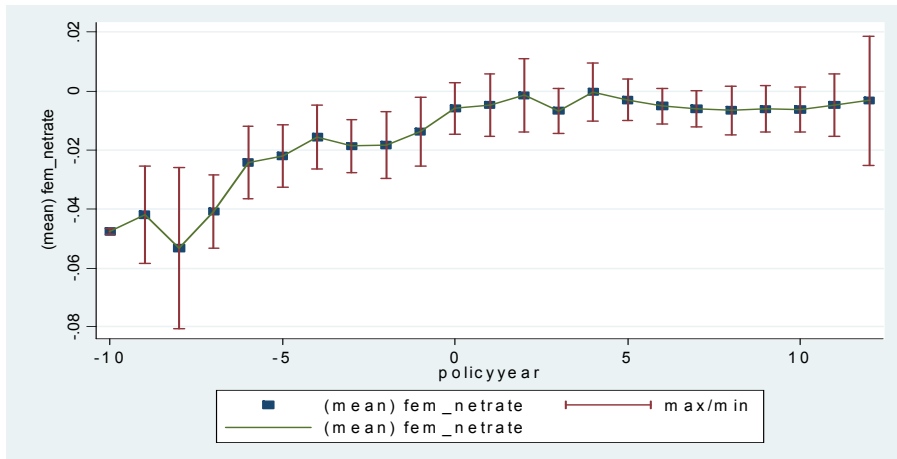
[그림 2]를 보면 출산율은 출산장려금 도입 약 4년 전부터 점점 감소하다가 출산장려금을 도입한 해에 반등하고, 그 이후 증가하는 경향을 보이고 있다. 출산장려금의 효과는 제도 도입 3년 후부터 크게 나타나고 그 이후 약간 감소하다가 7년부터 다시 회복하고 그 이후 다시 감소하고 있다. 하지만 출산장려금으로 인해 상승한 출산율 수준은 장려금 도입 4년 전 수준을 크게 상회하지

[그림 2] 출산장려금 도입 전후의 출산율(2000~2016년, 충청 시군구)



주: 점은 평균을 나타내고 점 위와 아래 선은 95% 신뢰구간을 의미.

[그림 3] 출산장려금 도입 전후의 여성인구 순유입률(2000~2016년, 충청 시군구)



주: 점은 평균을 나타내고 점 위와 아래 선은 95% 신뢰구간을 의미.

는 못하고 있다. 특히 출산장려금제도 이전 4년 전부터 출산율은 지속적으로 감소하는데 이는 충청지역의 자치단체 대부분이 출산장려금 도입 이전에 출산율 감소를 체감하고 있었다는 것을 알 수 있다. 만약 이러한 현상이 자연스러운 출산율 감소 경향이라면 문제가 없지만 출산장려금을 받을 것을 기대하면서 여성이 의도적으로 출산을 낮춘 것이라면 이는 출산장려금의 출산율 효과를 과대 추정하게 만들 수 있다. 따라서 추후 장려금의 출산율 효과를 추정할 때 이 점을 고려할 필요가 있다.¹³⁾

다음으로 출산장려금 도입 전후 15~49세 여성의 순유입률은 [그림 3]에 제시된다. 출산장려금 도입 전후 모두 순유입률이 음수를 나타내고 있어 충청지역은 전반적으로 인구유출지역이라고 할 수 있다. 하지만 출산장려금제도 도입 전후를 비교하면 도입 이전보다는 도입 이후에 순유입률이 증가하고 있음을 알 수 있다. <표 4>에서 출산장려금 더미와 순유입률 사이에 정의 상관관계를 보이는 것도 이러한 이유에서라고 볼 수 있다.

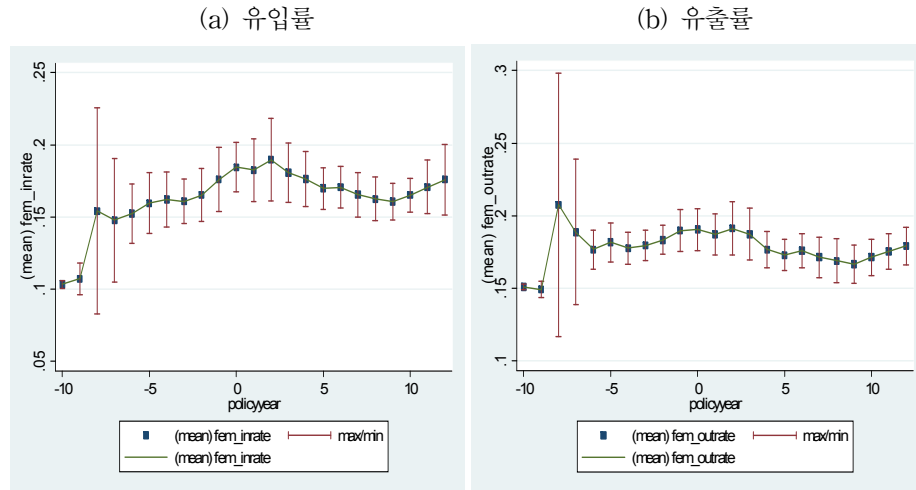
하지만 출산장려금 이후 시간이 지남에 따라 순유입률이 증가했다고는 볼 수 없으며, 출산장려금 도입 이전부터 순유입률이 증가하고 있었기 때문에 제도 도입 후 순유입률 증가를 출산장려금의 효과로 보기도 어렵다. 한편 출산장려금 도입 2, 3년 전과 비교하여 1년 전에 순유입률이 증가한 것은 출산장려금의 혜택을 보기 위하여 해당 자치단체로 여성들이 이동했을 가능성을 보인다. 따라서 만약 이러한 점을 고려하지 않는다면 출산장려금으로 인한 순유입률 효과는 과소추정될 가능성이 있다. 여기서도 제도 도입으로 인한 여성의 사전적(prior) 이동을 통제하기 위해서 출산장려금 도입 1년 전의 표본을 추정에서 제외하는 것이 의미있는 작업이 될 것이라고 여겨진다.

[그림 4]는 순유입률의 변화의 내용을 살펴보기 위하여 유입률과 유출률을 각각 제시하고 있다. 우선 유입률을 보면 출산장려금 도입 2년 전부터 유입률이 서서히 증가하다가 도입 2년 후에 정점에 달하고 그다음부터는 다시 감소하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 출산장려금의 유입효과가 존재한다면 그것은 단기적이라고 보여진다.

한편 유출률은 출산장려금 도입 3년 전부터 서서히 증가하다가 도입한 해에는 증가가 멈추고, 도입 3년 후부터는 감소하는 현상을 보이고 있다. 따라서 출산장려금이 해당 지역의 여성 유출을 막는 데 어느 정도 효과가 있었다고 말할 수 있을 것이다. 또한 유출률 감소현상이 출산장려금 도입 후 9년까지 나타나기 때문에 장기적 영향이 있는 것으로 보여진다. 출산장려금 도입후 순유입률

- 13) 만약 출산장려금을 받기 위하여 출산을 의도적으로 늦춘 것이라면 전체 출산율은 변함이 없지만 출산장려금의 효과는 긍정적으로 나타날 수 있다. 김대일·유경준(2008)은 클린사업장 지원금의 재해율 감소효과를 추정하였는데 지원금을 신청한 사업장의 신청 1년 전 재해율이 크게 증가한 것을 발견하였고 이 문제를 해결하기 위하여 추정 시 1년 전 자료를 제거하였다. 우리의 경우에도 여성이 출산을 1년 이상 늦추기는 어렵다고 보고 출산장려금 도입 1년 전의 자료를 제거하고 회귀분석하는 것을 추가로 고려할 것이다.

(그림 4) 출산장려금 도입 전후의 여성 유입률과 유출률(2000~2016년, 충청시군구)



주: 점은 평균을 나타내고 점 위와 아래 선은 95% 신뢰구간을 의미.

이 다소 증가한 것으로 나타나는 [그림 4]의 결과는 출산장려금 이후 유입률의 증가보다는 유출률의 감소에 기인한 것으로 판단된다.

V. 출산장려금이 출산율에 미치는 효과

1. 단일함수 추정

여기서는 단일함수(single equation)를 이용하여 출산장려금이 출산율에 미치는 효과를 추정하고자 한다. 단일함수모형은 여성 순유입률을 고려하지 않고 출산장려금의 효과를 살펴보는 모형으로 축약형 모형(reduced form model)이라고 말할 수 있으며 기존의 많은 연구자들이 사용했던 방식이다.¹⁴⁾ 구체적으로 출산율 함수는 다음과 같이 설정된다.

14) 순수한 축약형 모형이라고는 할 수 없는데 그 이유는 여성 순유입률에 영향을 미치는 변수들이 출산율 함수에 모두 포함되지 않기 때문이다. 따라서 여기 사용된 모형 설정(model specification)은 기존 연구를 따른다고 할 수 있다. 이는 기존 연구 결과와 비교하는 데 유용할 수 있다.

$$birth_{it} = \beta_0 + \beta_1 childbonus_{it-1} + \beta_2 childbonus_{it-1}^2 + \Gamma X_{it-1} + u_{it} \quad (1)$$

위에서 $birth_{it}$ 는 i 자치단체의 t 년도의 합계출산율을 나타내며, $childbonus_{it-1}$ 은 $t-1$ 년의 출산장려금 정책변수이며, X_{it-1} 는 여성 대졸 비중, 남편의 초혼연령, 아내의 초혼연령, 조혼인율, 조이혼율, 1인당 소득, 보육시설 수, 그리고 충남더미변수를 포함한다. 이러한 변수들은 박창우·송헌재(2014) 등 선행연구에 따라 1년 전의 값을 사용한다. $childbonus_{it-1}$ 변수는 세 가지로 측정되는데, 첫째는 출산장려금 실시 여부(더미변수)이며 이 경우에는 식 (1)의 제곱항은 추정에 포함되지 않는다. 둘째는 출산장려금 도입 후 지속기간이다. 이 변수는 이석환(2014)에서도 사용되었다. 다만 이석환(2014)과의 차이점은 식 (1)의 경우 2차항을 포함하고 있어 지속기간의 효과가 체증 또는 체감할 수 있도록 허용하고 있다는 것이다. 셋째는 출산장려금합계변수이다. 이는 자녀 출산으로 받을 수 있는 최대의 금액이며 이 역시 2차항을 포함한다. 이 금액은 시간에 따라 변하기 때문에 2015년 물가수준으로 환산되었다.

만약 출산율이 X_{it-1} 로 포착되지 않은 자치단체의 특성과 관련이 있고, 보이지 않은 특성과 출산장려금정책과 관련이 있다면, $E[u_{it}|childbonus_{it-1}]$ 이 0이 되지 않을 수 있다. 이 경우 OLS는 편의된 추정치를 제공할 수 있다. 따라서 좀 더 일반적인 모형은 고정효과모형을 설정하는 것일 것이다.¹⁵⁾ 즉, 식 (1)의 오차항을 다음과 같이 정의한다.

$$u_{it} = \alpha_i + v_{it} \quad (2)$$

식 (1)을 고정효과로 추정한 결과는 <표 5>에 제시된다. 출산장려금 더미변수는 양수이지만 통계적으로는 유의하지 않게 나타나고 있다. 따라서 출산장려금 도입 여부만으로는 출산율의 증가를 설명하기 어렵다고 할 수 있다. 하지만 출산장려금 지속기간과 출산장려금 액수는 출산율을 증가시키는 것으로 나타나며 적어도 90% 수준에서 통계적 유의성을 보이고 있다. 이러한 결과는 이명

15) 물론 Hausman Test를 통하여 고정효과모형과 임의효과모형을 선택할 수는 있으나 임의효과모형일 경우 추정치가 효율적이라는 것만을 빼고는 OLS와 크게 다르지 않다. 따라서 우리는 모형의 잘못된 설정이 더 심각한 결과를 초래할 수 있는 고정효과모형을 가정한다.

석·김근세·김대건(2012), 박창우·송헌재(2014)의 연구 결과와 일치하나, 차이점은 본 연구에서는 2차항을 포함시켜서 출산율 효과가 체감할 수 있도록 허용한 것이다. 출산장려금 지속기간과 제곱항의 계수를 이용하면 출산장려금 도입 8년이 지나면 출산율 효과가 감소하는 것으로 추정되며, 출산장려금은 2백 25만 원이 넘으면 출산율 효과가 감소하는 것으로 추정된다. 참고로 임의효과 추정결과는 <부표 1>에 제시되는데 질적인 결과는 다르지 않음을 알 수 있다.

<표 5>의 마지막 열은 출산장려금 액수를 변수로 하는 모형에 시간더미를 포함한 결과이다. 제Ⅲ장에서 보았듯이 출산장려금의 크기는 시간에 따라 꾸준

<표 5> 합계출산율 함수의 추정 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
출산장려금(더미)	0.008(0.021)	-	-	
출산장려금 지속 기간	-	0.017(0.008)**	-	
출산장려금 지속 기간제곱	-	-0.001(0.0005)*	-	
출산장려금	-	-	0.036(0.019)*	0.024(0.015)*
출산장려금제곱	-	-	-0.008(0.004)**	-0.005(0.003)*
여성 대출 비중	0.024(0.456)	-0.258(0.462)	0.036(0.457)	0.230(0.408)
남편 연령	-0.014(0.014)	-0.019(0.014)	-0.018(0.012)	-0.019(0.011)*
아내 연령	0.028(0.019)	0.015(0.022)	0.024(0.019)	0.004(0.015)
조혼인율	98.66(7.75)**	96.46(7.80)**	96.91(7.74)**	86.145(11.60)**
조이혼율	15.27(17.39)	17.87(17.29)	19.01(17.38)	1.902(19.87)
1인당 GRDP	0.004(0.001)**	0.004(0.001)**	0.003(0.001)**	0.003(0.001)**
보육시설수	0.001(0.006)	0.001(0.006)	0.001(0.006)	-0.001(0.004)
상수	0.347(0.572)	0.886(0.647)	0.542(0.550)	1.218(0.444)**
sigma_a	0.116	0.117	0.116	0.108
sigma_v	0.094	0.093	0.093	0.083
rho	0.605	0.613	0.608	0.629
지역고정효과	포함	포함	포함	포함
시간더미	비포함	비포함	비포함	포함
R-square	0.410	0.418	0.412	0.490
obs	402	402	402	402

주: 괄호안의 수치는 28개 자치단체를 고려한 clustered 표준오차임. **는 95%에서 유의, *는 90%에서 유의성을 나타냄. sigma_a는 자치단체 고정효과 값의 범위를 나타내며, rho는 오차항의 분산 중 고정효과항의 분산이 차지하는 비중을 나타냄. (2) 열의 추정에 2000~2016년 연도더미도 포함시켜 보았으나 출산장려금 지속기간과의 다중공산성이 너무 커서 거의 모든 연도더미와 다른 변수들도 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 연도더미를 포함하지 않았음.

히 증가하였다. 따라서 출산장려금과 시간더미 사이에 상당한 다중공산성이 존재한다고 볼 수 있다. (4)열의 추정결과를 보면 시간을 통제하지 않은 (3)열과 비교하여 출산장려금과 출산장려금의 제공의 계수의 크기가 줄어들고 그 효과도 약화되었음을 알 수 있다. 하지만 두 변수 모두 90% 수준의 통계적 유의성은 가지기 때문에 출산장려금이 출산율에 어느 정도는 긍정적 영향을 미쳤다고 판단된다. 출산장려금과 출산장려금의 제공의 계수에 따르면 약 250만 원이 넘으면 출산장려금의 출산을 제고 효과가 감소하는 것으로 추정된다.

출산율에 영향을 미치는 다른 변수들을 보면, 남편의 연령은 음의 효과를, 아내의 연령은 양의 효과를 보이는 것으로 나타나고 있으나 이들 계수들은 전반적으로 통계적으로 유의하지 않다. 조혼인율은 출산율을 높이는 것으로 나타나며 통계적으로도 매우 유의하게 나타나고 있다. 한편 조이혼율의 계수는 예상과는 달리 양수로 나타나지만 통계적 유의성은 없다. 1인당 GRDP는 출산율을 높이는 것으로 나타나고 통계적으로도 유의하다. 보육시설 수의 계수는 대부분 양수이나 통계적 유의성은 없다.¹⁶⁾

앞서 제IV장의 출산장려금 도입 전후의 출산율을 나타낸 그림에서 제도 도입 직전에 출산율이 감소하는 경향이 있음을 발견하였다. 이는 출산장려금의 혜택을 보기 위해서 출산을 지연하는 효과가 있음을 암시한다. 따라서 <표 5>의 결과가 얼마나 강건한지를 살펴보기 위하여 출산장려금 도입 1년 전의 자료를 표본에서 제외하고 식 (1)을 재추정하였으며 그 결과는 <부표 2>에 제시된다. 표에 나타난 출산장려금이 출산율에 미치는 추정결과를 보면 대부분의 경우에는 <표 5>와 크게 다르지 않지만, 시간더미를 통제한 경우 출산장려금 액수가 출산율에 미치는 효과는 다소 차이를 보이고 있다. 시간더미를 포함하지 않은 경우((3)열)에는 출산장려금이 높을수록 여전히 출산율이 높아지는 것으로 나타났다. 시간더미를 포함할 경우((4)열)에는 출산장려금 액수와 그 제공항이 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 따라서 여성이 출산장려금을 받기 위하여 출산을 늦추었을 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 하지만 출산장려금

16) 박창우·송헌재(2014)에서는 보육시설 수의 계수가 음수이며 통계적으로도 유의하게 나타나고 있다. 이들은 이러한 결과를 역의 인과관계 즉, 출산율이 낮으니까 보육시설을 늘리는 것으로 해석할 수 있다고 말하고 있다. <표 3>에서는 적어도 이러한 관계는 나타나고 있지 않다.

액수와 그 제곱항의 계수의 크기가 <표 5>와 <부표 2> 사이에 큰 차이를 보이지 않고 있기 때문에 이러한 결과가 단순히 추정에 사용된 표본수가 줄어서일 가능성도 존재한다. 이 부분에 대해서는 분석에 사용되는 자치단체를 추가하거나 좀 더 긴 시계열을 확보하여 표본수를 늘린 다음 재확인할 필요가 있다.

앞서 기존 연구에서 출산장려금의 긍정적 효과가 가임여성의 이주를 통하여 이루어졌을 가능성을 제시하였다. 이 문제를 고려하는 가장 단순한 방법은 여성의 순유입률을 식 (1)에 통제변수로 포함시키는 것이다. 즉 여성의 순유입률이 동일할 때 출산장려금의 출산율 제고효과를 살펴볼 수 있다. <표 6>는 여성의 순유입률(1년 전)을 통제변수로 포함한 추정 결과이다.

<표 6> 여성의 순유입률을 포함한 합계출산율 함수의 추정 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
출산장려금(더미)	0.006(0.021)	-	-	-
출산장려금 지속 기간	-	0.018(0.008)**	-	-
출산장려금 지속 기간제곱	-	-0.001(0.0006)*	-	-
출산장려금	-	-	0.035(0.019)*	0.022(0.015)
출산장려금 제곱	-	-	-0.008(0.004)**	-0.005(0.003)*
여성 순유입률	0.222(0.287)	0.254(0.295)	0.220(0.299)	0.272(0.259)
여성 대출 비중	-0.012(0.471)	-0.081(0.503)	0.004(0.468)	0.154(0.414)
남편 연령	-0.015(0.014)	-0.016(0.013)	-0.019(0.012)	-0.019(0.011)*
아내 연령	0.027(0.019)	0.016(0.021)	0.024(0.019)	0.003(0.015)
조혼인율	97.19(8.024)**	94.98(8.568)**	95.32(8.305)**	85.41(11.61)**
조이혼율	13.39(18.44)	14.87(18.49)	17.37(18.21)	-1.324(20.10)
1인당 GRDP	0.004(0.001)**	0.004(0.001)**	0.003(0.001)**	0.004(0.001)**
보육시설수	0.002(0.006)	0.001(0.006)	0.002(0.006)	0.000(0.004)
상수	0.401(0.566)	0.742(0.600)	0.596(0.553)	1.260(0.446)**
sigma_a	0.118	0.116	0.117	0.109
sigma_v	0.094	0.093	0.093	0.083
rho	0.610	0.604	0.612	0.635
지역고정효과	포함	포함	포함	포함
시간더미	비포함	비포함	비포함	포함
R-square	0.410	0.419	0.412	0.490
obs	402	402	402	402

주: <표 5>의 각주와 동일.

여성의 순유입률 변수를 보면, 모든 모형에서 양수로 나타나 지역으로의 순유입률이 증가할수록 해당 지역의 출산율도 높아진다고 말할 수 있다. 하지만 t -값이 최대 1.1로 나타나기 때문에 통계적 유의성은 매우 낮다. 다만, 시간을 통제한 (4)열의 경우 순유입률의 계수가 좀 더 커지고, 출산장려금 액수의 계수는 감소하는 현상을 보이고 있어, 순유입률을 통제할 경우 출산장려금의 영향이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 하지만 이러한 결과는 순유입률이 외생적이라는 가정하에 얻어진 것이다. 즉 출산장려금 자체가 지역으로의 순유입률에 영향을 미칠 수 있는 가능성을 배제하고 있다. 이를 해결하기 위해서 이하에서는 구조적 모형을 고려하고자 한다.

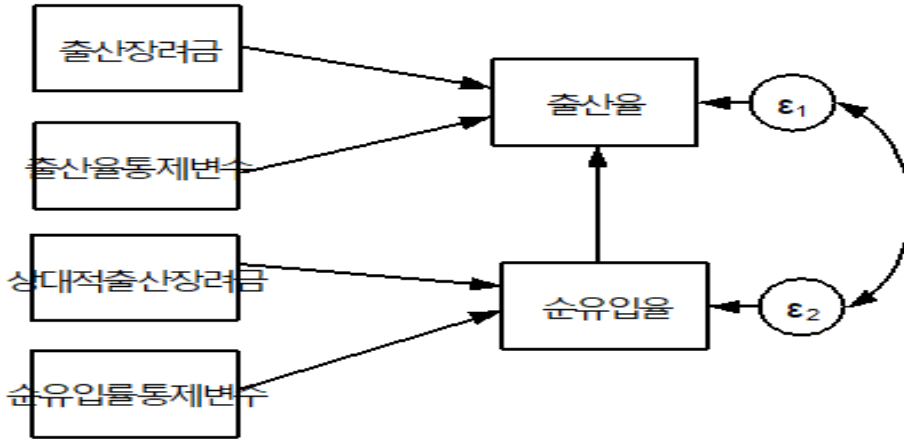
2. 구조적 모형 추정

단일함수모형에서는 출산율과 여성의 순유입률의 상호관계를 무시하고 있다. 즉 단일함수모형에서는 순유입률 자체가 내생적일 수 있다는 것을 고려하지 않고 있다. 여기서는 출산장려금이 출산율뿐 아니라 순유입률에도 영향을 미치는 것으로 간주하여 이들 변수들 간의 관계를 동시에 살펴보고자 한다.

한 지역의 출산장려금이 그 지역으로의 순유입률에 미치는 영향을 추정하는 것은 그 자체로 매우 복잡하다. 김현아(2008), 송헌재·김현아(2014) 등은 지역 간 인구이동의 결정요인을 추정하였는데 순유입률에 미치는 다양한 변수를 해당지역과 비교지역 간의 상대비율로 측정하여 회귀분석에 사용하고 있다. 특히 송헌재·김현아(2014)는 출산장려금이 지역의 순유입률에 미치는 영향을 추정하였는데 출산장려금의 상대적 비율이 높을수록 젊은 여성의 유입에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 발견하였다.

추정될 구조적 모형은 [그림 5]와 같이 표시될 수 있다. 즉 구조적 모형은 출산장려금이 출산율에 직접적인 영향을 미칠 뿐 아니라 순유입률을 통하여 출산율에 간접적으로 영향을 미칠 수 있도록 설정되고 있다. 만약 출산율이 가입 여성의 순유입률을 통하여 주로 증가하는 것이라면 순유입률을 모형에 포함시켰을 경우 출산장려금의 직접효과는 사라질 가능성이 높다. 그 반대로 출산율 증가가 여성의 순유입률의 증가에 기인하기보다는 기존의 거주 여성의 출산

(그림 5) 출산율과 순유입률의 구조모형



증가로 나타나는 것이라면 출산장려금의 직접 효과는 여전히 중요하게 나타날 것이다.

[그림 5]를 식으로 표시하면 식 (3) 및 (4)와 같다. 식 (3)은 원칙적으로 식 (1)에 여성의 순유입률을 변수로 포함시킨 것과 같다. 따라서 식 (3)만을 독자적으로 추정한다면 <표 5>의 결과와 동일하다. 식 (4)는 순유입률을 종속변수로 한 식인데 $netmig_{i,-i,t}$ 는 i 지역의 순유입률을 나타낸다. 좀 더 세부적인 모형에서는 순유입률이 $netmig_{i,j,t}$ 로 정의되며 이 경우 i 지역과 j 지역 사이의 순유입률로 정의될 수 있다. 우리의 경우에는 i 지역과 $-i$ 지역(i 를 제외한 나머지 지역) 사이의 순유입률로 정의된다.¹⁷⁾ 식 (4)의 통제변수들도 i 지역과 $-i$ 지역 사이의 상대비율로 측정된다. 통제변수로는 출산장려금 외에 자치단체의 경제성장률, 조혼인율, 조이혼율, 보육시설 수, 노인부양비, 재정자립도, 해당 자치단체를 포함한 인접지역의 출산장려금 확산 정도 등이 사용된다. 특히 재정자립도는 그 지역의 어메니티(amenity)를 확보하는 데 도움이 된다는 점에서 중요한 변수가 될 수 있다.

17) 따라서 $netmig_{i,-i,t} = \sum_{j=1(j \neq i)}^n netmig_{i,j,t}$ 로 정의될 수 있다. 또한 $-i$ 지역은 i 지역을 제외한 나머지 충청지역으로 한정하기로 한다. 충청지역의 인구이동을 보면 2000~2015년 동안 평균적으로 충청지역 내 인구이동이 전체의 약 65% 이상을 차지하고 있다.

$$\begin{aligned} birth_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 childbonus_{it-1} + \alpha_2 childbonus_{it-1}^2 + \\ & \alpha_3 netmig_{i,-i,t} + \Gamma_1 X_{it-1} + \epsilon 1_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} netmig_{i,-i,t} = & \beta_0 + \beta_1 childbonus_{i,-i,t-1} + \beta_2 childbonus_{i,-i,t-1}^2 + \\ & \Gamma_2 X_{i,-i,t-1} + \epsilon 2_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

구조적 모형에서 문제가 되는 것은 순유입률에 포함된 상대적 출산장려금을 어떻게 측정하는가이다. 여기서는 김현아(2008), 송헌재·김현아(2014) 등을 따라 해당 지역의 평균 출산장려금과 그 지역을 제외한 나머지 지역의 평균 출산장려금의 비율을 기본모형으로 삼았다. 그 이유는 앞서 <표 5>와 <표 6>에서 출산장려금은 더미와 지속기간으로도 측정하였는데 이들에 대한 상대적 비율을 구하는 것은 개념적으로 쉽지 않기 때문이다.

식 (3)과 (4)의 추정엔 MLE를 사용하였으며 출산율과 순유입률 함수 각각 27개의 시군의 더미변수를 포함시켰다. 따라서 고정효과모형과 동일하다고 할 수 있다. 또한, ϵ_1 과 ϵ_2 가 독립적인 경우와 상관관계가 있는 경우 두 가지를 모두 추정하였으며, 시간을 통제한 것과 통제하지 않은 경우도 각각 추정하였다.

<표 7>은 구조적 모형의 추정 결과를 보여 준다. 모형 1은 시간더미를 포함하지 않은 것인데 (1)열은 출산율과 순유입률 함수 사이의 오차항이 서로 독립적이라는 가정 아래 추정된 결과이고, (2)열은 두 오차항 사이에 상관관계가 존재할 수 있음을 허용하고 추정한 결과이다. 우선 (2)열의 오차항 사이의 공분산을 보면 양수이면서 90% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 따라서 순유입률이 증가할수록 출산율이 증가하는 관계가 존재한다고 말할 수 있을 것이다. 하지만 출산율 함수에 나타난 순유입률 변수는 양의 계수를 가지지만 통계적으로는 유의하지 않게 나타나고 있어 여성의 순유입률 증가로 인한 출산율의 직접적인 증가는 크지 않다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 <표 6>의 추정 결과와도 일관성을 가진다.

모형 2는 시간더미를 포함하여 추정한 결과인데, 출산장려금과 그 제곱항의 통계적 유의성이 낮아지고는 있지만 여전히 90% 신뢰수준에서는 출산장려금이 출산율을 높이는 데 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타나고 있다. 흥미로운

것은 시간더미를 포함하여도 출산장려금이 여성의 순유입률에 미치는 영향은 매우 높은 통계적 유의성을 보인다는 것이다. 이는 송헌재·김현아(2014)의 연구 결과를 재확인해 주는 것이며 출산장려금은 출산율 제고효과보다는 지역으로의 여성 인구 유입에 더 효과가 클 수 있음을 시사한다.

〈표 7〉 출산율과 순유입률의 구조적 모형 추정 결과

출산율	모형 1		모형 2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
출산장려금	0.035(0.015)**	0.038(0.015)**	0.022(0.014)*	0.022(0.014)*
출산장려금 제공	-0.008(0.003)**	-0.008(0.003)**	-0.005(0.002)*	-0.005(0.002)*
여성 순유입률	0.220(0.270)	0.077(0.281)	0.272(0.242)	0.146(0.251)
여성 대졸 비중	0.004(0.252)	-0.025(0.252)	0.154(0.387)	0.105(0.386)
남편 연령	-0.019(0.010)*	-0.020(0.010)**	-0.019(0.010)*	-0.020(0.010)*
아내 연령	0.024(0.015)	0.024(0.015)	0.003(0.014)	0.003(0.014)
조혼인율	95.32(9.633)**	95.43(9.620)**	85.41(10.84)**	85.79(10.83)**
조이혼율	17.37(18.47)	18.35(18.48)	-1.324(18.78)	1.311(18.82)
1인당 GRDP	0.003(0.001)**	0.004(0.001)**	0.004(0.001)**	0.004(0.001)**
보육시설 수	0.002(0.003)	0.002(0.003)	-0.0003(0.003)	-0.0003(0.003)
상수	0.370(0.341)	0.386(0.341)	1.054(0.486)	1.092(0.484)**
시간더미	비포함	비포함	포함	포함
여성의 순유입률				
상대출산장려금	0.002(0.001)**	0.0003(0.0001)**	0.003(0.001)**	0.003(0.001)**
상대출산장려금 제공	-1.3e-5(0.000)**	-1.4e-5(0.000)**	-1.3e-5(0.000)**	-1.4e-5(0.000)**
상대성장률	-0.00004(0.00005)	-0.00004(0.0001)	-0.00002(0.0001)	-0.0002(0.0001)
상대재정자립도	0.011(0.006)*	0.011(0.006)**	0.013(0.005)**	0.014(0.005)**
상대보육시설 수	-0.020(0.009)**	-0.019(0.009)**	-0.024(0.008)**	-0.023(0.008)**
상대노인부양비	0.011(0.008)	0.011(0.009)	0.007(0.008)	0.006(0.008)
상대혼인율	-0.012(0.011)	-0.013(0.011)	-0.007(0.011)	-0.009(0.011)
상대이혼율	0.041(0.009)**	0.042(0.009)**	0.041(0.009)**	0.041(0.009)**
상대출산장려금 확산	0.066(0.015)**	0.065(0.015)**	-0.039(0.026)	-0.036(0.026)
상수	-0.023(0.025)	-0.026(0.025)	-0.012(0.024)	-0.013(0.024)
시간더미	비포함	비포함	포함	포함
$v(\epsilon_1)$	0.008(0.001)**	0.008(0.001)**	0.006(0.0004)**	0.006(0.0004)**
$v(\epsilon_2)$	0.0003(0.00002)**	0.003(0.0002)**	0.0003(0.00002)**	0.0003(0.00002)**
$cov(\epsilon_1, \epsilon_2)$	-	0.0002(0.0001)*	-	0.0001(0.00007)*
Log-Likelihood	5821.2	5822.7	8445.2	8446.8
obs	402	402	402	402

주: **는 95%에서 유의, *는 90%에서 유의성을 나타냄. 출산율 함수와 순유입률 함수에 각각 27개 시군구 포함하였음. v는 분산, cov는 공분산을 나타냄.

결론적으로 위의 결과는 해당 지역으로의 여성의 순유입을 고려하더라도 출산장려금의 출산을 제고효과는 여전히 중요하게 나타나고 있음을 확인해 준다. 또한 출산장려금의 상대적 크기는 그 지역으로의 여성 인구 유입에도 매우 큰 영향을 미치고 있다는 것을 보여준다. 따라서 출산장려금은 해당 지역으로의 여성인구의 유입에 긍정적인 영향을 주나 그것이 직접적으로 출산율에 미치는 영향은 크지 않으며 그보다는 오히려 그 지역에 거주하는 여성의 출산에 더 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보여진다. <표 7>에서 한 가지 아쉬운 결과는 상대적 보육시설 수가 증가할 때 여성의 유입률이 감소한 것으로 나타나는 것인데 이는 여성의 유입이 낮으니까 보육시설을 늘리는 것으로도 해석할 수도 있을 것이다. 이 부분에 대해서는 추가적인 연구가 요청된다.¹⁸⁾

VI. 결 론

현재 지방의 많은 지역에서는 저출산, 인구고령화, 인구유출 등 다양한 어려움을 겪고 있다. “지방소멸”이라는 용어가 최근 유행처럼 퍼지고 있듯이 지방의 소도시들은 경제적, 사회적으로 많은 문제에 직면하고 있으며, 이를 해결하기 위하여 「출산 지원에 관한 조례」, 「인구증가 시책 지원 조례」 등 다양한 정책을 도입하고 있는 실정이다.

본 연구의 대상인 충청지역도 예외는 아니며 오히려 타 지방에 비해서 열악하다고도 볼 수 있다. 하지만 이 지역을 대상으로 한 출산장려금정책의 효과를 분석한 연구는 거의 없었는데 이는 이 지역의 많은 시군들이 수도권에 비해서 인구감소가 빠르고, 고령화 정도가 높다고 볼 때 다소 의아할 정도이다. 본 연구는 이러한 기존 연구의 공백(gap)을 채우기 위하여 실시되었다. 또한 본 연구는 방법론에 있어서도 기존 연구와 차별성을 가지는데, 구조적 모형(structural

18) 이 문제를 해결하기 위하여 보육시설 수를 종속변수로 하는 함수를 추가하여 구조적 모형을 추정하여 보았는데 다른 변수의 계수가 변하는 등 또 다른 문제가 발생되었다. 따라서 이 부분에 대해서는 별도의 연구가 필요하다고 보인다. 또한 한 심사자는 여성의 고용률 등도 변수로 포함할 것을 제안하였으나 고용률에 대한 시군 자료는 지역별고용조사가 시작된 2008년부터 가능하기 때문에 이 변수를 포함시키지 못하였다.

model)을 이용하여 출산장려금이 인구이동과 출산율에 미치는 효과를 동시에 추정하려고 시도하였다.

본 연구에서 도출한 출산장려금의 출산율 제고 효과는 긍정적이다. 즉 충청 지역에서 실시한 출산장려금은 출산율을 증가시키는 데 어느 정도 효과가 있다고 판단된다. 구체적으로 출산장려금은 도입 후 약 8년까지 꾸준히 출산율을 높인 후 그 영향이 감소하는 것으로 나타나며, 출산장려금 지급액 측면에서 본다면 평균 지급액이 약 250만 원까지는 출산율이 증가하다가 그 이후 감소하는 효과를 나타내고 있다. 하지만 출산장려금 시행 1년 전 자료를 제외하고 추정할 경우 출산장려금의 효과가 떨어지기 때문에 출산장려금이 여성의 출산을 늦추었을 가능성을 완전히 배제할 수는 없다.

또한 출산장려금은 해당지역으로 여성들의 순유입을 증가시키는 것으로 추정되었다. 이는 출산장려금이 지역의 인구증대에 도움을 주는 정책으로서 작용하고 있다고 볼 수 있다. 하지만 출산장려금으로 하여 유입된 여성인구가 출산율을 높이는 효과는 그리 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 순유입률과 출산율 사이에 양의 상관관계가 존재하지만 그 효과는 통계적으로 유의한 정도는 아니라고 추정된다.

지방소멸위기에 직면한 자치단체가 이를 해결하기 위하여 선택할 수 있는 정책수단은 그리 많지 않다. 이런 점에서 볼 때 출산장려금이 출산율과 지역의 인구유입에 긍정적인 영향을 준다는 본 연구 결과는 고무적이라고 할 수 있다. 이러한 긍정적인 효과를 도출한 것은 본 연구가 처음이 아니며 이미 전국을 대상으로 한 몇몇 연구에서 유사한 결과를 발견하였다. 하지만 충청지역에서 출산장려금의 긍정적 효과를 확인하였다는 점과 출산율 제고가 인구유입에 따른 것이 아니라는 것을 밝혔다는 점에서 본 연구의 의의가 있다 하겠다. 물론 후자의 경우는 좀 더 정교한 분석이 필요하겠지만, 본 연구의 결과를 그대로 받아들인다면 “자치단체의 출산장려정책이 타 지역으로부터의 인구유입에 의존하여 국가적으로는 출산장려금의 효과가 사라질 수 있다”는 우려는 현재로서는 크게 신경 쓰지 않아도 될 것으로 여겨진다.

참고문헌

- 김대일·유경준(2008). 「클린사업장 조성사업의 산재 감소효과 추정」. 『노동경제논집』 31 (3) : 21~46.
- 김민곤·천지은(2016). 「저출산 정책으로서 출산장려금의 정책 효과성 연구: 서울 25개 자치구들을 중심으로」. 『국가정책연구』 30 (2) : 163~190.
- 김일옥·왕희정·정구철·최소영(2011). 「출산장려 정책과 근로시간이 기혼여성의 둘째 아 출산의도에 미치는 영향」. 『한국인구학』 34 (3) : 139~155.
- 김지영(2017). 「정치구조 및 계층구조가 지방자치단체의 출산장려금 제도에 미치는 영향」. 『지방정부연구』 20 (4) : 325~343.
- 김현아(2008). 「지역간 인구이동의 실증분석」. 『응용경제』 10 (2) : 75~103.
- 민연경·이명석(2013). 「지방자치단체 특성이 출산율에 미치는 영향에 대한 연구」. 『GRI 연구논총』 15 (3) : 365~386.
- 배상석(2010). 「출산장려금제도 도입에 관한 연구: 수도권 자치단체를 중심으로」. 『한국정책학회보』 19 (4) : 273~299.
- 박창우·송헌재(2014). 「출산 장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정」. 『응용경제』 16 (1) : 5~34.
- 석호원(2011). 「출산 장려금 정책의 효과성에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로」. 『지방행정연구』 25 (2) : 143~180.
- 송헌재·김지영(2013). 「출산 장려금이 기혼 여성의 출산의향에 미치는 영향 추정」. 『재정정책논집』 15 (1) : 3~27.
- 송헌재·김현아(2014). 「출산장려금과 지역간 인구 이동」. 『응용경제』 16 (3) : 165~199.
- 이명석·김근세·김대건(2012). 「한국 지방자치단체의 출산장려금정책 효과분석」. 『한국행정연구』 21 (3) : 149~174.
- 이석환(2014). 「한국 지방자치단체의 출산장려정책의 효과 평가」. 『한국지방자치학회보』 26 (1) : 23~51.

- 이승주·문승현(2017). 「직장 기혼여성의 첫 자녀 출산의사와 관련된 근로 및 출산장려제도 요인분석」. 『한국가족복지학』 55 : 129~155.
- 이충환·신준섭(2013). 「전국 지방자치단체 출산장려정책 현황과 출산율에 미치는 영향력 분석」. 『지방행정연구』 27(1) : 97~124.
- 최정미(2010). 「지방자치단체의 출산장려금이 출생아수 증가율에 미치는 영향」. 『정책과학연구』 20 (1) : 138~158.
- 허만형·이정철(2011). 「출산 장려금의 정책효과 연구: 제도 도입전후 출산율 증감경향 비교분석」. 『한국정책연구』 11 (3) : 387~411.
- Ang, X. L.(2015). “The Effects of Cash Transfer Fertility Incentives and Parental Leave Benefits on Fertility and Labor Supply : Evidence from Two Natural Experiments. *Journal of Family and Economic Issues* 36 (2) : 263~288.
- Chen, M., P. Yip, and M. T. YAP(2018). “Identifying the Most Influential Groups in Determining Singapore's Fertility.” *Journal of Social Policy* 47 (1) : 139~160.
- Drago, R., K. Sawyer, K. Sheffler, D. Warren, and M. Wooden(2009). “Did Australia’s Baby Bonus Increase Fertility Intention and Births?” *Population Research and Policy Review* 30 (3) : 381~397.
- Hong, S. H. and R. Sullivan(2015). “The Effects of Subsidies for Childbearing on Migration and Fertility : Evidence from Korea.” *The Singapore Economic Review* 61 (4) : 1~16.
- Garganta, S., L. Gasparini, M. Marchionni, and M. Tappatá(2017). “The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina.” *Population Research and Policy Review* 36 (1) : 1~24.
- Milligan, K.(2005). “Subsidizing the Stork : New Evidence on Tax Incentives and Fertility.” *Review of Economics and Statistics* 87 (3) : 539~555.
- Rawlings, L., S. Robson, and P. Ding(2016). “Socioeconomic Response by Age Group to the Australian Baby Bonus : A Multivariate Analysis of Birth Data from 2001~2013.” *Australian Journal of Labour Economics* 19 (2) :

111~129.

Riphahn, Regina T. and F. Wijnck(2017). "Fertility Effects of Child Benefits." *Journal of Population Economics* 30 (4) : 1135~1184.

Sinclair, S., J. Boymal, and A. De Silva(2012). "A Re-Appraisal of the Fertility Response to the Australian Baby Bonus." *The Economic Record* 88 (S1) : 78~87.

〈부표 1〉 합계출산율 함수의 추정 결과(임의효과모형)

	(1)	(2)	(3)	(4)
출산장려금(더미)	0.010(0.020)	-	-	-
출산장려금 지속기간	-	0.018(0.011)**	-	-
출산장려금 지속기간제곱	-	-0.001(0.0006)*	-	-
출산장려금	-	-	0.038(0.021)*	0.025(0.015)*
출산장려금 제곱	-	-	-0.008(0.004)**	-0.005(0.003)*
여성 대졸 비중	0.080(0.374)	-0.108(0.400)	0.074(0.370)	0.236(0.262)
남편 연령	-0.010(0.014)	-0.016(0.013)	-0.014(0.012)	-0.017(0.011)
아내 연령	0.026(0.017)	0.014(0.021)	0.023(0.018)	0.001(0.015)
조혼인율	89.53(8.95)**	91.05(8.80)**	88.40(8.83)**	77.16(10.39)**
조이혼율	-2.425(15.33)	-0.117(15.24)	1.53(15.27)	-15.06(19.02)
1인당 GRDP	0.003(0.001)**	0.003(0.001)**	0.003(0.001)**	0.003(0.001)**
보육시설 수	-0.001(0.006)	-0.002(0.006)	-0.001(0.004)	-0.003(0.003)
충남(더미)	0.036(0.040)	0.010(0.045)	0.036(0.038)	0.033(0.034)
상수	0.361(0.502)	0.908(0.621)	0.555(0.498)	1.299(0.449)**
sigma_a	0.104	0.107	0.106	0.083
sigma_v	0.094	0.093	0.093	0.083
rho	0.551	0.570	0.563	0.500
R-square	0.434	0.435	0.436	0.518
obs	402	402	402	402

주: 괄호안의 수치는 28개 자치단체를 고려한 clustered 표준오차임. **는 95%에서 유의, *는 90%에서 유의성을 나타냄. sigma_a는 자치단체 임의효과의 분산을 나타내며 rho는 오차항의 분산 중 임의효과의 분산이 차지하는 비중을 나타냄. (4) 열은 시간더미를 포함하여 추정한 결과임.

〈부표 2〉 합계출산율 함수의 추정 결과(제도 도입 1년 전 표본 제외)

	(1)	(2)	(3)	(4)
출산장려금(더미)	0.003(0.030)	-	-	-
출산장려금 지속기간	-	0.026(0.010)**	-	-
출산장려금 지속기간제곱	-	-0.001(0.00071)**	-	-
출산장려금	-	-	0.040(0.022)*	0.022(0.017)
출산장려금 제곱	-	-	-0.008(0.004)*	-0.005(0.003)
여성 대졸 비중	0.027(0.484)	-0.511(0.491)	0.032(0.484)	0.091(0.437)
남편 연령	-0.012(0.014)	-0.018(0.013)	-0.016(0.012)	-0.019(0.012)*
아내 연령	0.027(0.021)	0.008(0.024)	0.021(0.021)	-0.001(0.016)
조혼인율	102.70(9.13)**	101.8(9.39)**	99.43(8.56)**	95.89(12.56)**
조이혼율	11.15(16.92)	15.37(15.85)	16.02(17.03)	2.743(21.84)
1인당 GRDP	0.004(0.001)**	0.003(0.001)**	0.003(0.001)**	0.004(0.001)**
보육시설 수	0.001(0.006)	-0.002(0.006)	0.001(0.006)	-0.002(0.004)
상수	0.308(0.602)	1.052(0.677)	0.577(0.576)	1.311(0.476)**
sigma_a	0.118	0.123	0.116	0.115
sigma_v	0.095	0.094	0.094	0.084
rho	0.605	0.632	0.603	0.651
R-square	0.422	0.423	0.427	0.488
obs	351	351	351	351

주: <부표 1>과 동일하며 sigma_a는 자치단체 고정효과 값의 범위를 나타내며, rho는 오차항의 분산 중 고정효과의 분산이 차지하는 비중을 나타냄. (4)열은 시간더미를 포함하여 추정된 결과임.

The Effects of Baby Bonus on Birth Rates : The Case of Chungcheong Provinces

Kim Woo-yung · Lee Jungman

This study examines the effects of baby bonus on birth rates for 18 cities in Chungnam and 12 cities in Chungbuk provinces for the period 2000~2016. To do that, we estimate a single birth rate equation and a structural model where birth rates and migration rates are related one another. In particular, the latter is a way to handle the issue of migration when estimating the birth rate effect, proposed by Lee et. al.(2012). Our estimation results suggest that the baby bobus increased birth rates and net migration rates. However, the effect of migration on birth rates is not significant. Rather, baby bonus seems to increase birth rate of residents in the perspective areas. The effect of baby bonus is estimated to increase untill 8 years after its introduction and decrease afterwards while it is estimated to increase until it reaches 2.5million wons, then decrease afterwards.

Keywords : baby bonus, birth rate, net migration, structural model