

저출산 대응정책 효과의 이질성 분석: 현금지원 및 보육지원 정책의 소득분위별 효과*

이 철 희**

논문 초록

이 연구는 현금지원, 보육지원 등의 저출산 대응정책이 출산율에 미친 효과가 소득 계층에 따라 어떻게 달랐는지를 분석하였다. 이를 위해 건강보험공단 전수자료를 이용하여, 각 시군구의 가입자격 및 소득분위별 합계출산율을 추정하여 분석에 이용하였다. 분석 결과는 저출산 대응정책의 효과가 사회경제적 계층별로 상이하게 나타났음을 보여준다. 전반적으로 볼 때, 현금지원과 보육지원 정책은 소득 중상위층 가구의 출산에 상대적으로 강한 영향을 미쳤던 것으로 파악된다. 이러한 결과는 중상위 소득계층 가구들이 출산의 “경계(margin)”에 있기 때문에 나타난 현상으로 추측된다. 이 연구의 결과는 다음과 같은 시사점을 제공해준다. 첫째, 특정 정책의 평균적인 효과만을 보고 정책의 효과성을 판단하기보다는, 그 정책을 통해 바꾸고자 하는 행위의 경계에 있는 집단에서 나타나는 변화를 관찰할 필요가 있다. 둘째, 다양한 저출산 대응정책들이 서로를 보완하는 효과가 있는 만큼, 경험과 대체의 관점에서 접근하기보다 전체적인 효과를 극대화할 수 있는 정책 조합을 모색하는 것이 바람직하다. 셋째, 정책효과의 이질성을 고려하여 다양한 사회계층별로 맞춤형 정책을 마련하고 이를 적절한 지표에 기초하여 평가하는 것이 합리적일 것이다.

핵심 주제어: 저출산 대응정책, 현금지원, 보육지원, 소득분위별 출산율, 정책효과 이질성
경제학문헌목록 주제분류: J1, N3

투고 일자: 2022. 8. 22. 심사 및 수정 일자: 2022. 10. 14. 게재 확정 일자: 2022. 10. 25.

* 이 논문은 서울대학교 금융경제연구원의 지원을 받아 연구되었다. 초고에 대해 유익한 논평을 해 주신 아주대학교 김정호 교수, 기획재정부 나운정 과장, 보건복지부 손문금 과장, 서울대학교 홍석철 교수, 금융경제연구원 세미나 참석자들, 두 분 익명의 심사자들, 그리고 데이터 준비를 도와준 한국노동연구원 홍정림 박사에게 감사한다.

** 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: chullee@snu.ac.kr

I. 머리말

출생아 수의 급격한 감소와 이로 인한 인구고령화의 심화는 우리 사회가 당면한 주된 도전 가운데 하나이다. 2000년대 초 이후 1.3을 밑도는 수준에서 등락했던 합계출산율은 2015년 이후부터 급속하게 감소하여 2021년에는 0.8명대까지 떨어졌다. 출산율의 감소와 여성인구 축소로 인해 2002년 이후 2015년까지 대체로 45만 명 수준에서 등락하는 추이를 보이던 출생아 수는 2015년 이후 다시 빠르게 감소하여 2021년에는 26만 명대로 줄어들었다. 2021년 통계청 장래인구 중위추계 결과는 신생아 수가 2024년 이후 다시 증가할 것으로 예상하였으나 실제로 반등이 일어날지는 확실하지 않은 상황이다(통계청, 2021). 유배우 비율과 유배우 출산율이 최근 추이에 따라 동안 감소하고 반등하지 않는다는 가정에 기초한 비관적인 추계결과는 출생아 수가 향후 10년 안에 20만 명 이하로 감소할 가능성을 제기한다(이철희, 2019a).

심각한 저출산 문제에 대응하기 위해 정부는 2005년 이후 5년마다 저출산·고령사회 기본계획을 수립하였고, 막대한 예산을 투입하여 다양한 정책을 시행하였다. 저출산·고령사회정책 총예산은 2016년 35.3조 원에서 2021년 70.6조 원으로 증가하고, 이 가운데 저출산 분야 예산은 제3차 기본계획 기간이었던 2016~2020년 기간 동안 21.4조 원에서 40.2조 원으로 증가했다가, 제4차 기본계획 기간이 시작된 2021년에는 대응기반 강화 예산의 증액과 함께 36.4조 원으로 약간 감소하였다. 관련 예산의 확대에도 불구하고, 앞에서 제시한 바와 같이 합계출산율과 출생아 수는 큰 폭으로 떨어졌으며, 이는 저출산 대응정책이 실패했다는 비판의 근거가 되고 있다.

널리 제기되는 비판처럼 기존의 저출산 대응정책이 출산율의 가파른 감소를 막기에는 미흡했을 가능성이 있다. 그렇지만 집계적인 출산율의 시간적인 변화 추이만을 가지고 저출산 대응정책이 실패했다고 판단하는 것은 타당하지 않으며, 엄밀하고 심층적인 분석을 통해 정확한 평가를 수행할 필요가 있다. 우선 정부의 정책 이외에도 결혼과 출산 결정에 영향을 줄 수 있는 요인들이 많으므로, 이를 최대한 제거하고 순수한 정책의 효과만을 추정하는 작업이 요구된다. 설사 특정한 목표를 가진 정부 정책이 효과가 있었다고 해도 다른 사회경제적 요인이 부정적으로 작용하는 경우 정부 정책의 효과가 상쇄되거나 압도될 수 있다. 실제로 정부의 정책이 없었을 경우 출산율 혹은 출생아 수가 실제보다 더 큰 폭으로 떨어졌을 가능성이 있다(이철희, 2018). 그러므로 정책의 효과를 정확하게 평가하기 위해서는 그 정책이 시행되지 않았을 경우에 발생했을 가상적인 결과를 합리적으로 추정하고 이를 실제의 결과와 비교하는 작

업이 요구된다.

향후 정책설계에 유용한 시사점을 이끌어 내기 위해서는 정책효과의 이질성을 파악하는 노력도 필요하다. 개별적인 저출산 대응정책은 특정한 성격을 갖는 일부 개인 혹은 가구의 행위에만 영향을 미칠 가능성이 있다. 또 개인이나 가구의 특성에 따라 효과성이 높은 정책의 종류가 다를 수 있다. 이런 경우, 어떤 정책의 평균적인 효과를 추정할 결과만을 가지고, 그 정확한 효과를 평가하기는 어렵다. 향후 실효성 있는 정책을 수립하기 위해서는 정책효과의 이질성을 명확하게 규명해서 특정한 집단에게 효과성이 높은 맞춤형 방안을 마련하는 것이 바람직할 것이다.

특히 정부 정책의 효과는 수혜자들의 소득수준에 따라 다르게 나타날 수 있다는 사실을 고려할 필요가 있다. 선행연구에 따르면 아동을 대상으로 한 현금과 현물지원이 아동의 건강과 인적자본 발달에 미치는 영향은 일반적으로 저소득층에게서 더 강한 것으로 나타난다(Almond et al., 2011; Hoynes et al., 2016). 만약 현금지원이 출산과 같은 특정한 행위에 영향을 미치기 위해서 어떤 최소수준의 소득을 넘어야 한다면 정책의 효과는 그 경계(margin)에 있는 소득계층에게서 더 강하게 나타날 가능성이 있다. 이러한 사정들을 감안할 때, 정부 정책이 출산에 미친 효과를 정확하게 분석하기 위해서는 소득분위별로 정책효과를 추정하는 작업이 요구된다고 하겠다.

이 연구는 이와 같은 문제의식을 가지고 대표적인 저출산 대응정책이라고 할 수 있는 현금지원과 보육지원 효과의 소득계층별 이질성을 분석하고자 한다. 그동안 저출산 대응정책의 효과성에 관하여 상당한 연구가 축적되어 왔지만 그 대부분은 전체 대상자에게서 나타난 평균적인 효과를 분석했던 것으로 파악된다. 인구 및 사회경제적 특성을 분석에 포함하는 경우에도, 대부분 연령, 학력, 자녀 수, 지역별 차이 등이 고려되었던 것을 볼 수 있다. 경제적 여건이 결혼과 출산을 결정하는 가장 중요한 요인 가운데 하나로 지적되고 있지만, 경제적 지위에 따른 정책효과의 차이를 분석한 연구는 찾아보기 어렵다. 이 연구는 저출산 정책에 대한 반응의 차이를 결정하는 매우 중요한 특성으로 여겨지는 경제적 지위의 직접적인 지표로 건강보험 가입자격별 소득분위를 명시적으로 분석에 고려하였다는 점에서 기존 연구와 차별화된다.

여러 국가에서 현금지원은 가장 중요한 가족정책의 수단으로 이용되고 있다. 우리나라도 2018년 9월부터 만 6세 미만의 아동이 있는 가정에 매월 10만 원의 아동수당을 지급하기 시작하였다. 애초 상위 10% 가구가 지급대상에서 제외되었지만 2019년 1월부터는 모든 아동을 대상으로 하는 프로그램으로 전환되었고, 2019년 9월부터는 지급대상이 만 7세까지로 확대되었다. 2022년부터는 영아수당과 첫만남이용권 제도

가 도입되기도 했다. 영아수당은 그 이전까지 차등화되었던 양육수당과 부모보육료를 통합하고, 보육시설을 이용하지 않는 0~1세 아동에 대한 15~20만원 현금지원을 2025년까지 50만 원으로 점차 인상하는 것을 골자로 한다. 첫만남이용권은 모든 아동에게 일시금으로 자녀 양육에 활용할 수 있는 200만 원 바우처를 지급하는 프로그램이다. 이와 같은 중앙정부의 저출산 대응 현금지원은 지급이 시작된 지 얼마 되지 않았고, 전체 아동을 대상으로 한 전국적인 프로그램이기 때문에 그 효과성을 실증적으로 분석하는 것이 어렵다. 반면 지자체 출산지원금은 2000년대 중반 이후 빠르게 확산되었고, 지자체 간 큰 변이를 보이기 때문에 인과적인 효과를 분석하는 것이 어느 정도 가능하다. 이 연구는 이러한 이유 때문에 지방자치단체 출산지원금이 소득분위별 합계출산율에 미친 효과를 분석하는데 초점을 두었다.

보육지원 역시 대표적인 저출산 대응 방안의 하나이다. 저출산 현상의 중요한 원인 가운데 하나가 경제적 부담과 일·육아 양립의 어려움이라는 진단에 따라, 제2차 저출산고령화 기본계획에서는 「일·가정 양립 일상화」를 주요 목표로 설정하고, 자녀 양육 정책 수요에 적극적으로 대응하고자 만 5세 이하 어린이들에 대한 보편적 보육료 지원정책을 도입하였다. 2010년에는 영유아 가구소득 하위 50% 이하 가구에 대해서 보육료를 전액 지원하였고, 2012년에는 0~2세 및 5세의 모든 소득계층에 대해 지원을 확대하였으며, 2013년 이후에는 5세 이하 모든 아동에 대한 지원이 이루어졌다. 보육료 지원은 막대한 예산이 소요되는 데 반해 이 정책이 출산율에 미치는 효과에 대한 연구결과는 일관되지 않게 나타났다. 최근의 연구(민규량·이철희, 2020)는 이러한 원인을 지역별로 보육시설 공급 정도가 달라 보육시설 이용 가능성에 차이가 발생하는 데서 찾았으며, 보육시설의 양적, 질적 공급이 높은 지역에서는 보육료 지원이 유배우 출산율에 유의하게 긍정적인 효과를 미쳤음을 보였다. 이 연구에서는 이러한 선행연구에 기초하여, 보육시설의 질이 높은 지역에서 나타나는 보육료 지원 효과가 소득분위별로 어떻게 다른지를 분석하였다.

II. 선행연구

1. 현금지원의 효과

해외에서 아동수당과 같은 현금지원은 기본적으로 아동의 보호 및 발달을 목적으로 지급되지만, 출산에 미친 효과에 대한 연구도 적지 않게 이루어졌다. 이 중 일부 연

구들은 현금지원이 출산율에 미치는 효과가 소득수준, 여성의 연령, 자녀 수에 따라 달랐음을 보여준다. 캐나다의 경우 퀘벡주에서 1988년부터 1997년까지 시행된 ANC (Allowance for Newborn Children) 프로그램 도입이 출산율을 25% 높였으며, C\$1,000 추가지급이 임신할 확률을 16.9% 높였다는 결과가 제시된 바 있다 (Milligan, 2005). Kim (2012)의 연구는 이 프로그램이 출산율에 미친 효과가 특히 저소득층 여성들에게 더 강하게 나타났음을 보여준다. Ang (2015)의 연구는 캐나다 퀘벡주의 출산지원금이 출산율을 약 1.72% 정도 높인 반면, 6세 이하 자녀를 가진 여성들의 노동공급을 4.1% 포인트 감소시키는 부정적인 효과를 보고하였다. Mcnown and Ridao-cano (2004)의 연구는 1947-1999년의 캐나다 데이터를 이용하여 아동 1명당 평균수당(세액 공제, 가족수당, 세금 환급 등을 포함)이 1% 높아질 때 출산율이 0.7% 증가했다는 결과를 얻었다.

Riphahn and Wijnck (2017)의 연구는 독일에서 1996년에 도입된 보편적 양육수당 지급의 긍정적인 효과가 첫째 자녀 출산에는 나타나지 않았지만 둘째 자녀 출산에는 유의하게 나타났음을 보였다. Gonzalez (2013)의 연구는 2007년 스페인의 아동수당 도입이 출산율을 유의하게 증가시켰으며, 이는 부분적으로 낙태의 감소에 기인한 것이었음을 밝혔다. 이 연구는 수당을 받게 된 여성들이 출산 후 더 오랜 기간 일을 하지 않고 공적인 보육(child care)을 덜 이용하는 부수적인 효과가 나타났음도 발견하였다. 이스라엘 사례에 관한 Cohen et al. (2013)의 연구는 출산지원금이 1% 증가할 때 출산확률은 0.176% 증가하며, 이 효과가 고소득층에서는 더 작은 것으로 나타났음을 보였다. 또한 출산지원금은 30대 후반과 40대 초반 여성들에게도 유의한 효과가 있었다는 것을 발견하였다. Garganata et. al. (2017)의 연구에 따르면 2009년에 아르헨티나의 양육수당 지급이 자녀가 한 명 이상 있는 가구에서는 출산확률을 2% 포인트 증가시켰으나 자녀가 없는 가구에서의 자녀 출산 효과는 없는 것으로 나타났다.

Gauthier and Hatzius (1997)의 연구는 1970년~1990년 동안 22개국에서 실시되었던 가족수당 및 출산지원금 정책이 합계출산율에 미친 영향을 분석하였다. 분석 결과는 가족수당의 출산율 제고 효과가 첫째 자녀에서 가장 컸고, 출생순위가 낮아질수록 점차 줄어들었음을 보여준다. 가족수당의 효과는 주로 스칸디나비아 국가들을 중심으로 나타났고, 비교적 규모가 작은 것으로 추정되었다. 즉 가족수당이 남성 임금 대비 25% 증가하는 경우 출산율은 단기에 0.6%, 장기적으로 4% 증가하는 것으로 나타났다. Parr and Guest (2011)의 연구는 호주에서 2004-2007년 동안 도입했던 출산 및 육아보조금 정책이 출산율에 미친 영향을 분석하였다. 결과는 이 기간 동안의 출

산 및 육아보조금의 증가가 출산율 제고에는 크게 기여하지 못했음을 보여준다.

우리나라 지자체들의 출산지원금이 출산율에 미친 효과에 대한 연구도 축적되어 왔다. 박창우·송헌재(2014)의 연구는 2005년~2010년 시군구별 자료를 이용한 패널고정효과모형 추정을 통해 지자체 출산지원금이 총출생아 수, 출생순위별 출생아 수, 합계출산율 등에 미친 효과를 분석하였다. 결과에 따르면 출산지원금이 평균 금액만큼 증가할 때 첫째 자녀 출생아 수가 0.4%, 둘째 자녀 출생아 수는 0.44% 증가하며, 셋째 자녀 수는 출산지원금의 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 출산지원금이 일시금 방식으로 지급되는 경우 동일한 규모의 출산지원금 증가는 첫째 및 둘째 자녀의 수를 각각 2.63% 및 2.25% 늘리는 것으로 추정되었다.

Hong et al. (2016)의 연구는 2005년~2010년 시군구별 월간 자료를 이용한 패널고정효과모형 및 GMM 모형 추정을 통해 지자체 출산지원금이 조출생율(crude birth rate)에 미친 효과를 분석하였다. 결과는 출산지원금이 1,000달러 증가할 때 조출생율이 4.4% 높아진다는 것을 보여준다. 이 연구는 또한 출생순위가 낮아질수록 지자체 출산지원금의 효과가 감소한다는 것을 밝혔다. 이철희(2018)의 연구는 2005년~2014년 시군구별 데이터를 이용하여 유배우 여성 출산율(유배우 여성 1000명 당 기대 출산아 수)에 대한 패널고정효과모형을 추정하였다. 결과는 각 시군구의 출산지원금이 유배우 출산율을 유의하게 증가시켰다는 것을 보여준다.

김우영·이정만(2018)의 연구는 2000년~2016년 충청남북도의 시군구별 자료를 이용하여 출산지원금이 합계출산율에 미친 효과를 분석하였다. 이 연구는 지자체 간 출산지원금 차이에 의해 초래될 수 있는 여성인구의 유입과 유출을 고려한 구조방정식을 추정했다는 점에서 선행연구들과 구분된다. 분석 결과는 출산지원금이 15~49세 여성인구의 유입과 출산율 제고에 모두 긍정적인 영향을 미쳤다는 것을 보여준다. 그리고 이 연구는 가임기 여성 순유입을 통제하더라도 출산지원금이 합계출산율 제고에 미치는 효과는 유지된다는 것을 보였다.

이철희(2019b)의 연구는 2005년~2017년 시군구별 데이터를 이용한 시군구 패널고정효과모형을 추정하여 출산지원금이 유배우 출산율에 강하게 긍정적인 영향을 미쳤음을 발견했다. 출산지원금은 특히 무배우 여성의 첫 자녀 출산에 강한 영향을 미쳤고, 한 자녀 여성의 두 번째 자녀 출산에도 유의한 효과를 보였지만, 다자녀 여성의 출산에 미친 영향은 미미했던 것으로 나타났다. 인적인 특성을 고려할 때 출산지원금의 유배우 출산율 증가 효과는 고학력 및 고연령 여성에게서 더 강한 것으로 추정되었다.

이철희·이소영(2022)의 연구는 2005년~2020년 시군구별 데이터를 이용하여 패널

고정효과모형을 추정하였으며, 출산지원금 지급이 유배우 출산율에 긍정적인 효과를 미쳤음을 보였다. 또한 2019년 강원도의 육아기본수당 지급 사례를 이용하여 비교적 큰 액수의 현금지원이 유배우 출산율에 미친 효과를 분석하였다. 출생아 수 변화 요인 분석 결과에 따르면 육아기본수당 지급 이후 강원도의 유배우 출산율(특히 무자녀 유배우 여성의 첫 자녀 출산율)이 크게 증가하여 육아기본수당 지급은 출생아 수를 증가시키는 요인으로 작용했던 것으로 나타난다. 기초지자체별 자료를 이용한 이중차분 회귀분석 결과, 육아기본수당 지급이 강원도의 유배우 출산율을 분석 기간 평균 대비 15~20% 증가시킨 것으로 추정되었다.

2. 보육지원의 효과

보육료 지원정책이 출산율에 미친 효과에 관한 해외 사례들은 대체로 긍정적인 결과를 제시하고 있다. Luci-Greulich and Thévenon (2013)는 OECD 18개국의 1982~2007년 자료를 분석하여 3세 미만 유아 대상 보육서비스 지원액을 비롯한 각종 가족 지원 정책(신생아와 영유아에 대한 현금지원, 유급 출산휴가 등)이 출산율에 긍정적 영향을 미쳤음을 밝혔다. 출산 이후에 이루어진 현금지원 및 보육서비스 정책이 출산 휴가 제도나 출산 당시의 지원정책보다 더 큰 효과가 있는 것으로 나타났다. Lappegård (2010)의 연구는 유급 출산휴가 사용 여부, 정부 지원의 보육시설 이용률, 보육수당 존재 여부 등의 정책변수들이 출산에 긍정적 효과를 미쳤음을 보여준다.

국내연구의 경우, 집계적인 자료를 이용한 연구들은 대체로 긍정적인 결과를 얻었지만, 미시적인 데이터를 이용한 결과는 상반된 결과들을 제시해준다. 시군구별 데이터를 분석한 이철희(2018)의 연구는 보육시설 수와 복지예산 비율이 유배우 여성 출산율에 유의하게 긍정적 영향을 미쳤음을 보였다. 시도별 집계자료를 이용하여 분석한 우석진 외(2014)의 연구는 보육 예산의 증가가 출산율에 작지만 긍정적인 효과를 미쳤음을 보였다. 홍정림(2013)의 연구는 보육료 지원이 자녀의 추가 출산확률 및 출산의향에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 출생순위가 높을수록 그 효과가 크다는 결과를 얻었다. 반면 2009년과 2012년 보육실태조사를 분석한 서민희·이혜민(2014)의 연구는 보육료 및 교육비 지원 여부가 추가출산 의사에 긍정적 영향을 미치지 못했다는 결과를 보고하였다. 마찬가지로, 동일한 자료에 기초한 홍석철 외(2012)와 김정호·홍석철(2013)의 연구도 보육료 지원정책이 다자녀 출산 의사에 유의한 영향을 미치지 못하는 못했다는 결과를 제시한다.

보육시설을 이용하는 경우에만 얻을 수 있기 때문에 보육료 지원정책의 효과는 지역의 특성에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 예컨대 Addabbo · Caiumi (2012)의 연구는 가용한 보육서비스의 존재 여부가 영유아모의 노동시장 진입 여부와 근로시간의 중요한 결정요인임을 주장하였다. Bauerschuster et al. (2013)은 독일의 지역 단위 자료를 이용한 분석을 통해 3세 미만 아이의 공공보육시설 이용률이 높을수록 합계출산율도 높다는 결과를 도출했다. 보육시설이 충분한 지역에서는 보육시설을 이용하는 것이 용이하기 때문에 일·가정 양립 가능성이 높아지며, 이는 출산에 긍정적인 요인으로 작용할 수 있다(Rindfuss, 2010).

민규량 · 이철희 (2020)의 연구는 보육시설을 이용하기 어려운 지역에서는 보육료 지원이 여성의 노동공급이나 출산율을 높이기 어렵다는 점을 고려하여, 시군구별로 보육시설 공급률이 증가함에 따라 보육료 지원의 효과가 어떻게 달랐는지를 분석하였다. 분석 결과는 보육료 지원 자체가 유배우 출산율을 높이지는 못했지만, 보육시설 공급률과 국공립 시설 비율이 높은 지역일수록 보육료 지원이 유배우 출산율에 미치는 긍정적인 효과가 강해짐을 보여준다. 이 결과는 보육료 지원의 효과를 분석함에 있어서 거주지역 보육시설의 양적·질적 공급 정도를 함께 고려해야 함을 시사한다.

Ⅲ. 자료와 변수

1. 시군구 소득분위별 합계출산율

출산지원금과 보육지원이 소득분위별 출산율에 미친 효과를 분석하기 위하여 건강보험 데이터 전수 맞춤형 자료를 이용하였다. 일부 마이크로 자료를 이용하면 소득수준별 출산율을 추정할 수 있지만, 시군구별, 연령별로 소득수준별 출산율을 추정할 수 있도록 해주는 자료는 현재로서는 건강보험 자료가 유일하다. 이 자료는 2002년부터 2017년까지 거의 전 인구를 포괄하는 건강보험 가입자 및 피부양자에 대한 소득분위 정보와 의료이용에 관한 정보를 제공해준다. 이 연구에서는 건강보험자료의 가입자격 및 소득분위에 관한 정보를 이용하여 전체 가입자들을 직장가입자 소득 5분위, 지역가입자 소득 5분위 등 모두 10개의 가입자격·소득분위 집단으로 구분하였다. 또한 건강보험 청구데이터를 이용하여 분만(청구코드 O80-O84)을 위해 병원을 찾은 여성들을 식별하였다.

분석의 대상이 되는 2000년대 중반 이후 출산의 대부분은 병원에서 이루어졌고, 이

는 건강보험 청구데이터에 기록된다. 분만과 관련된 코드로 건강보험 청구가 이루어진 여성은 그 해에 출산을 한 것으로 간주하여, 각 시군구의 모 연령별·소득분위별 출생아 수를 추정하였고, 이를 해당 인구집단의 규모로 나누어 연령별 출산율을 계산하였다. 기본적인 분석에서는 주상병 혹은 부상병이 분만과 관련된 경우 이를 출산으로 간주하였지만, 강건성 검증에서는 주상병이 분만과 관련된 경우만을 출산으로 정의하였다. 그리고 각 시군구별로 직장가입자 및 피부양자(이하 직장가입자)와 지역가입자 및 피부양자(이하 지역가입자) 각각의 소득 1분위부터 5분위에 대한 합계출산율을 추정하여 이용하였다. 일반적으로 지역 및 소득분위에 따라 연령분포가 다르며 이는 출생아 수에 영향을 미칠 수 있다. 그렇지만 이 연구에서는 합계출산율 지표를 이용했기 때문에 지역 및 소득분위 간 연령분포 차이의 효과는 제거된다.¹⁾

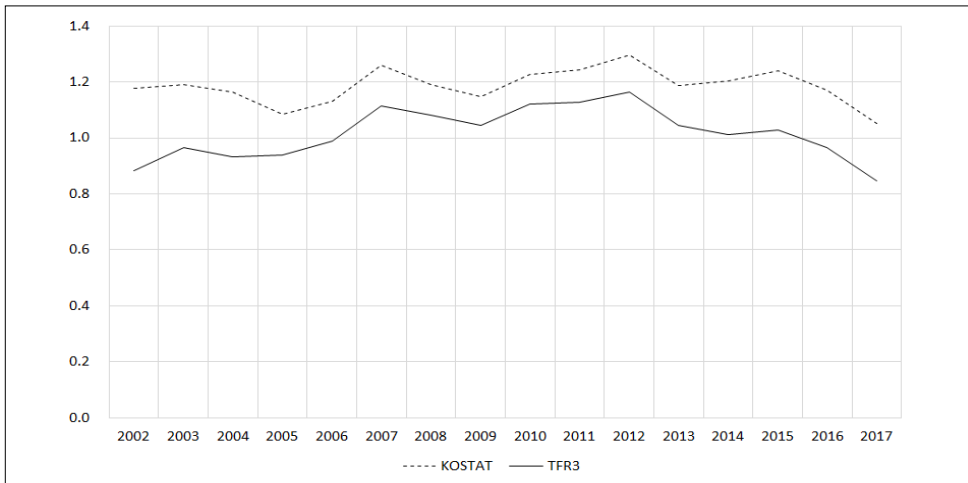
유배우 출산이 전체 출산의 거의 대부분을 차지하는 우리나라에서는 합계출산율이 주로 유배우 비율과 유배우 출산율에 의해 결정된다. 그리고 기존 연구에 따르면 정부의 정책이 결혼과 유배우 출산에 미치는 효과는 상이할 수 있으며(이철희, 2018), 출산지원금이나 보육지원의 효과는 특히 유배우 출산율을 결과 지표로 이용할 때 더 뚜렷하게 나타난다(이철희, 2019b; 민규량·이철희, 2020). 따라서 유배우 출산율을 따로 추정하여 분석에 이용하는 것이 바람직할 것이다. 그렇지만 현재 가용한 건강보험자료는 가족에 관한 정보를 제공하지 않기 때문에 각 시군구의 소득분위별·혼인상태별 인구를 추정하기 어렵고, 따라서 소득분위별 유배우 출산율을 따로 추정하여 이용하는 것은 불가능하다. 이 연구에서는 유배우 출산율에 미치는 효과를 간접적으로나마 살펴보기 위해 각 시군구의 연령별 유배우 비율을 통제하는 방법을 이용하였다. 한국은 무배우 출산이 전체 출산의 2% 가량으로 그 비중이 매우 낮다. 따라서 유배우 비율을 통제하게 되면 특정 정책이 합계출산율에 미치는 효과는 대부분 유배우 출산율에 미친 효과를 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

〈그림 1〉은 위에서 설명한 방법을 이용하여 건강보험자료로부터 추정한 합계출산율 지표(TRF3)와 통계청 인구동향조사에서 얻은 합계출산율(KOSTAT)의 2002년-2017년 추이를 비교한 결과를 보여준다. 건강보험자료에서 추정한 합계출산율 지표는 실제의 합계출산율과 유사한 시간적 추이를 보이지만, 그 수준은 약간 낮은 것으로 나타난다. 이러한 과소추정의 원인이 확실하지는 않지만, 가능한 설명을 제시하

1) 합계출산율은 연령별 출산율을 더하여 한 여성이 평생 낳을 것으로 기대할 수 있는 자녀 수를 구한 지표이다. 따라서 신생아 수를 여성인구로 나눈 조출산율과는 달리 연령구조에 영향을 받지 않는다.

면 다음과 같다. 첫째, 다태아의 경우 합계출산율 산정에는 둘 이상의 출생아로 계산되지만 건보자료를 이용한 합계출산율 계산에서는 한 명의 출생아로 간주된다. 분석기간의 다태아 비율이 전체 출생아의 3~4%이므로 두 합계출산율 지표 차이의 일부는 이 요인에 기인한다고 판단된다. 둘째, 그 수가 많지는 않겠지만 가정에서 분만한 출생아는 건보자료에는 잡히지 않으며 이는 과소추정의 요인으로 작용한다. 마지막으로, 건보자료에서 누락된 분만이 있을 가능성을 배제하기 어렵다. 이러한 과소추정의 문제에도 불구하고 전반적으로 실제 합계출산율과 유사한 변화 추이를 감안하건대, 건강보험자료에서 추정한 소득분위별 합계출산율을 이용한 분석 결과는 합리적일 것으로 판단된다.

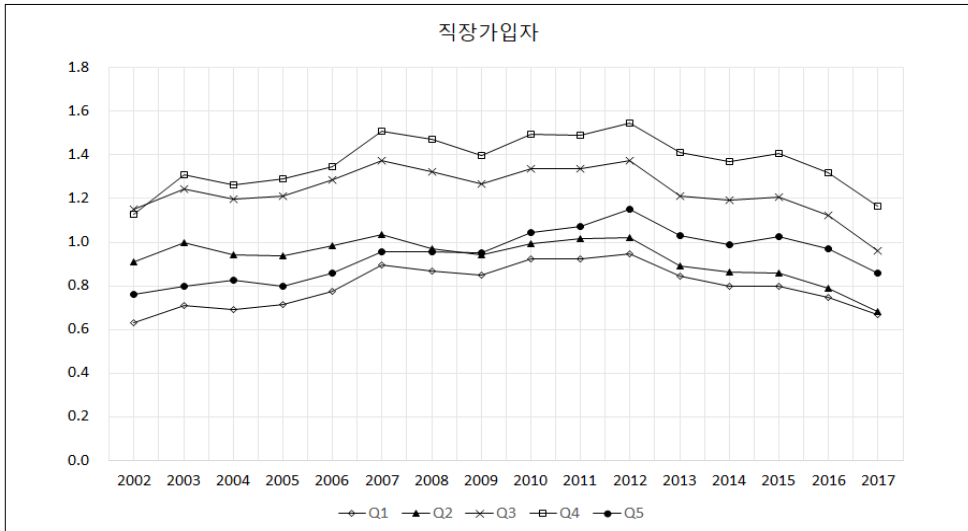
〈그림 1〉 통계청 인구동향조사 합계출산율(KOSTAT)과 건강보험 DB에서
추정한 합계출산율(TFR3) 비교



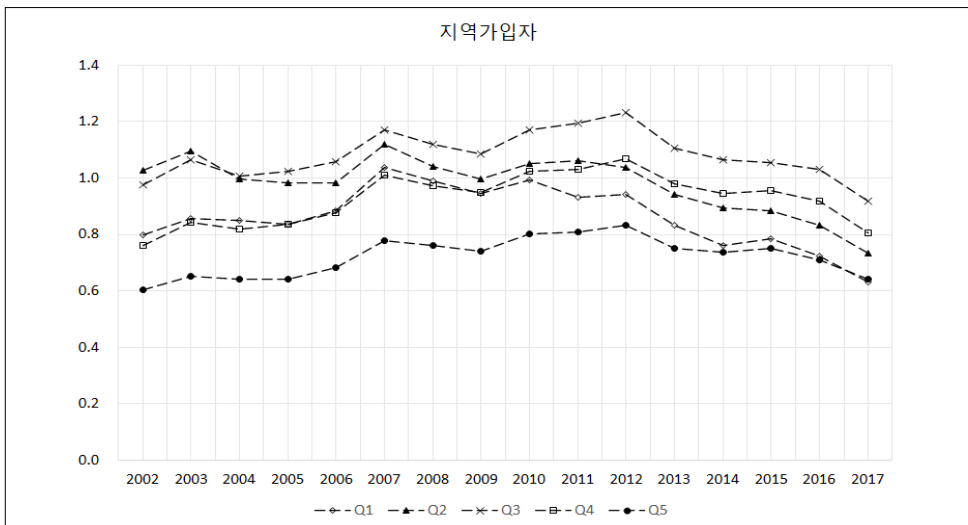
〈그림 2〉와 〈그림 3〉은 각각 직장가입자와 지역가입자에 대해 소득분위별 합계출산율 추이를 보여준다. 가입자격 및 소득분위에 따른 합계출산율의 시간적인 변화 추이는 전반적으로 전체적인 합계출산율 변화 추이와 유사하다. 즉 2005년부터 2012년까지는 완만하게 상승하다가 이후 감소세로 돌아서는 추이를 보인다. 그렇지만 합계출산율의 수준은 가입자격이나 소득분위에 따라 상당한 차이를 보이는 것으로 나타난다. 직장가입자의 경우 4분위의 출산율이 가장 높고, 3분위의 출산율이 그다음으로 높으며, 소득 최하분위(1분위) 출산율은 매우 낮은 수준을 보여준다. 직장가입자 소득 최상분위 합계출산율은 분석 기간 초기에는 2분위 합계출산율에 비해 낮았지만

2009년 이후 상대적으로 높아지는 추이를 나타낸다. 지역가입자의 합계출산율은 전반적으로 동일 소득분위 직장가입자의 합계출산율에 비해 낮은 것으로 추정되었다. 2004년 이후부터는 3분위 합계출산율이 가장 높게 유지되었고, 5분위 출산율은 줄곧 가장 낮은 수준을 기록하였다. 지역가입자 소득 최하분위 출산율은 분석 기간 초반에는 중간 수준을 유지하다가 2010년 이후부터 빠르게 감소하는 추이를 보인다.

〈그림 2〉 직장가입자 소득수준별 합계출산율



〈그림 3〉 지역가입자 소득수준별 합계출산율



2. 출산율 요인 변수들

(1) 기초지자체 출산지원금

각 기초지자체별 출산지원금 데이터는 2005년~2020년 지방자치단체 출산장려정책 사례집을 이용하여 구축하였다. 출산지원금은 출생순위에 따라 다른 경우가 많고, 일시금으로 지급하는 사례와 분할지급하는 사례가 혼재한다. 또한 기초지자체와 광역시도가 각각 지원금을 지급하는 사례도 적지 않다. 이러한 사정을 반영하여 이 연구의 분석에서는 각 출생순위에 따른 기초지자체의 일시금 환산 출산지원금과 해당 기초지자체가 속한 광역지자체의 일시금 환산 출산지원금을 합산하고, 이를 각 기초지자체 출생순위별 출생아 수를 가중치로 평균하여 이용하였다. 분석에 이용된 출산지원금의 단위는 100만 원이다.

(2) 출산지원금 수급 유인에 따른 지자체 간 이주

복지지출의 지역적인 차이가 지리적인 이동의 유인으로 작동할 수 있다는 지적은 18~19세기 영국의 구빈법(the Poor Law)이나 19세기 미국의 빈민구호 등 아주 오래된 사례부터 제시된 바 있다(Boyer, 1990; Kauffman and Kiesling, 1997). 우리나라 출산지원금의 경우에도 시군구 간 지급액의 차이가 상당하기 때문에 더 많은 지원금을 받기 위한 이주의 유인이 존재한다는 주장이 제기되었다. 송헌재·김현아(2014)의 연구는 2005년부터 2009년까지의 시군구별 자료를 이용하여 지자체 출산지원금이 높을수록 가임기 여성의 순유입률이 높았다는 것을 보였다. 김우영·이정만(2018)의 연구는 2000년~2016년 충청남북도 시군구 자료를 이용한 분석 결과에 기초하여 출산지원금이 15~49세 여성인구의 순유입에 긍정적인 영향을 미쳤지만 이를 고려하더라도 출산지원금이 출산을 제고에 미친 효과는 유지된다고 보고하였다.

이 연구에서는 이와 같은 지리적 이동의 효과를 고려하기 위해 2005년부터 2017년까지의 통계청 인구가동통계를 이용하여 각 시군구의 성별·연령별 인구의 유입률, 유출률, 순유입률 등을 계산하였다. 그리고 가임기 여성의 순유입을 통제했을 때 출산지원금이 소득분위별 합계출산율에 미치는 효과가 어떻게 달라지는지를 분석하였다.

(3) 국공립 보육시설 공급률²⁾

보육료 지원이 실효성을 갖기 위해서는 수혜 대상이 보육시설을 이용할 수 있다는 것이 전제되어야 한다. 따라서 보육비 지원의 효과를 분석하는 데 있어서 실제로 보육시설을 이용할 수 있는지를 함께 고려할 필요가 있다. 국가에서 현재 보조하는 영유아 보육 및 교육기관으로는 어린이집과 유치원이 있다. 이 두 기관은 영유아 자녀를 둔 부모들이 가장 많이 이용하는 보편적 기관으로서 지역별로 공급량에 차이가 있어 영유아 보육 및 교육 서비스 이용의 지역 간 격차를 발생시키는 주요 요인이다(최효미 외, 2015).

이 연구에서는 0~5세 아동수 대비 어린이집 및 유치원에 입소가 가능한 정원 수로 정의한 보육시설 공급률을 보육시설 이용 가능성의 지표로 이용하였다. 보육시설 이용 아동수에 대한 통계가 있지만, 이는 수요 요인을 반영하고 있기 때문에 보육시설 공급률을 분석에 이용하는 것이 더 타당하다고 할 수 있다. 예컨대, 보육시설이 충분히 공급되어 있더라도 보육서비스에 대한 수요가 적은 지역에서는 보육시설을 이용 아동수가 적을 수 있다. 이 경우 이용 아동 수는 그 지역 보육시설 공급 정도를 정확하게 보여주지 못한다.

시군구 단위의 보육시설 공급률 변수를 생성하기 위해 보건복지부에서 2009년부터 매년 공개하는 보육통계자료의 어린이집 정원 데이터와 한국교육개발원의 교육기본통계조사에서 공개하는 유치원 학급 수 데이터, 그리고 행정자치부의 연령별 주민등록인구 자료를 이용하였다. 유치원의 경우 정원 자료 대신 현 인원수와 학급 수 자료만 공개하고 있어 이 변수들을 이용하여 정원 추정하였다. 한국교육개발원에서 제공하는 교육통계 DB에 따르면 2010년 기준 유치원의 학급당 평균 학생 수는 21명이고, 특별·광역시인 경우 22.5명, 중소도시는 21.9명, 읍면지역은 16.9명, 도서벽지는 12.2명으로 지역별 격차를 보인다. 이 연구에서는 상대적으로 취학률(정원대비 현원수)이 높은 도시지역을 기준으로 하여 학급당 정원이 22명이라고 가정하였다. 이 평균 정원에 유치원 학급수를 곱하여 정원수를 추정하였다.

자녀를 보낼 수 있는 보육시설의 공급 정도는 양적인 공급률만으로 측정하기 어렵다. 보육시설의 질이 낮으면 설사 자리가 있더라도 자녀를 보육시설에 보내는 것을

2) 이 변수들은 민규량에 의해 생성되어 제공되었으며, 민규량·이철희(2020)에 자세하게 설명되어 있다. 여기에서는 논문의 완결성을 높이기 위해 간략한 요약만 제시한다.

꺼리게 될 가능성이 있다. 이 연구에서는 특정 지역 보육시설의 질적인 특성을 보여주는 변수로 국공립 어린이집 공급률을 이용하였다. 국공립 어린이집은 보육의 질이 높아서 자녀를 안심하고 맡길 수 있는 시설로 널리 인식되고 있다. 변수는 0~5세 아동 수 대비 국공립 어린이집 정원 산정하여 생성하였으며 그 지역의 아동 중 국공립 어린이집에 수용 가능한 비율로 정의하였다.

IV. 지자체 출산지원금의 소득분위별 효과

1. 추정모형과 기초통계

각 지자체의 출산지원금이 소득분위별 출산율에 미친 효과를 추정하기 위해 아래와 같은 패널고정효과모형을 기본적인 회귀모형으로 이용하였다.

$$F_{i,t} = \alpha + \beta B_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \delta_t + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

이 식에서 i 와 t 는 각각 시군구와 연도를 나타내는 첨자이며, F 는 각 소득분위별 합계출산율, B 는 출산지원금, X 는 유배우 출산율에 영향을 미칠 수 있는 각 시군구의 특성들, δ 는 연도 고정효과, μ 는 관찰할 수 없는 시군구의 고정적인 특성, ϵ 은 고전적인 선형회귀모형의 통상적인 오차항을 나타낸다. 편의상 건강보험 가입자격 및 소득분위를 나타내는 첨자는 생략하였다.

출산에 영향을 미칠 수 있는 시군구별 특성 변수로는 2005년 이후 거의 모든 시군구에 대해 구할 수 있는 아동 1,000명당 보육시설 수, 지자체의 복지예산비율, 주민 1인당 지방세 납부액 등을 포함하였다. 이는 각 지자체의 영유아 보육환경, 출산지원금을 제외한 다른 복지수혜, 경제적인 여건 등을 대리하기 위한 변수들이다. 일부 시군구 혹은 연도에 대해서만 가용한 변수들은 기본모형에는 사용하지 않았다. 앞에서 설명한 바와 같이 가임기 여성의 인구이동을 통제하기 위해 25~39세 여성의 순유입률을 추가한 모형도 추정하였다. <표 1>에는 회귀분석에 이용된 변수들의 평균과 표준편차가 보고되어있다.

〈표 1〉 출산지원금 회귀분석에 이용된 변수의 평균과 표준편차

변수	평균	표준편차
직장가입자 소득 1분위 합계출산율	0.8765	0.2059
직장가입자 소득 2분위 합계출산율	0.9731	0.2341
직장가입자 소득 3분위 합계출산율	1.3209	0.2962
직장가입자 소득 4분위 합계출산율	1.4282	0.303
직장가입자 소득 5분위 합계출산율	0.9221	0.3299
지역가입자 소득 1분위 합계출산율	0.9767	0.3529
지역가입자 소득 2분위 합계출산율	1.1598	0.397
지역가입자 소득 3분위 합계출산율	1.1821	0.3148
지역가입자 소득 4분위 합계출산율	1.0232	0.2653
지역가입자 소득 5분위 합계출산율	0.8567	0.2652
출산지원금(백만원)	0.7793	1.0779
25~29세 유배우 비율	0.3656	0.1322
30~34세 유배우 비율	0.7011	0.1111
35~39세 유배우 비율	0.8104	0.0729
보육시설 수(천명당)	14.678	4.5277
복지예산비율(%)	25.3723	14.1262
1인 지방세액(백만원)	0.8973	0.8666
가입기 여성 순이동률	-0.0112	0.0883

2. 기본적인 분석 결과

직장가입자와 지역가입자의 소득 5분위별로 모두 10개의 회귀분석을 수행하였다. 모형 1에는 기초지자체의 출산지원금만을 포함하였고, 모형 2에는 연령별 여성 유배우 비율을 추가하였으며, 모형 3은 여기에 아동 1,000명당 보육시설 수, 복지예산비율, 1인당 지방세액 등의 지자체별 특성 변수를 통제하였다. 또한 고려된 변수들에 충분히 반영되지 않는 요인들의 시간적인 변화를 고려하기 위해 연도 고정효과를 포함하였다. 앞에서 지적한 바와 같이, 출산지원금은 주로 유배우 출산율에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있으며, 연령별 유배우 비율을 분석에 포함하는 경우, 출산지원금이 합계출산율에 미친 효과는 주로 유배우 출산율에 미친 효과를 반영할 것으로 기대할 수 있다. 따라서 이하에서는 모형 2와 모형 3을 중심으로 결과를 논의할 것이다.

〈표 2〉는 10개의 회귀분석 결과를 요약하여 각 가입자격 및 소득분위에 대해 출산

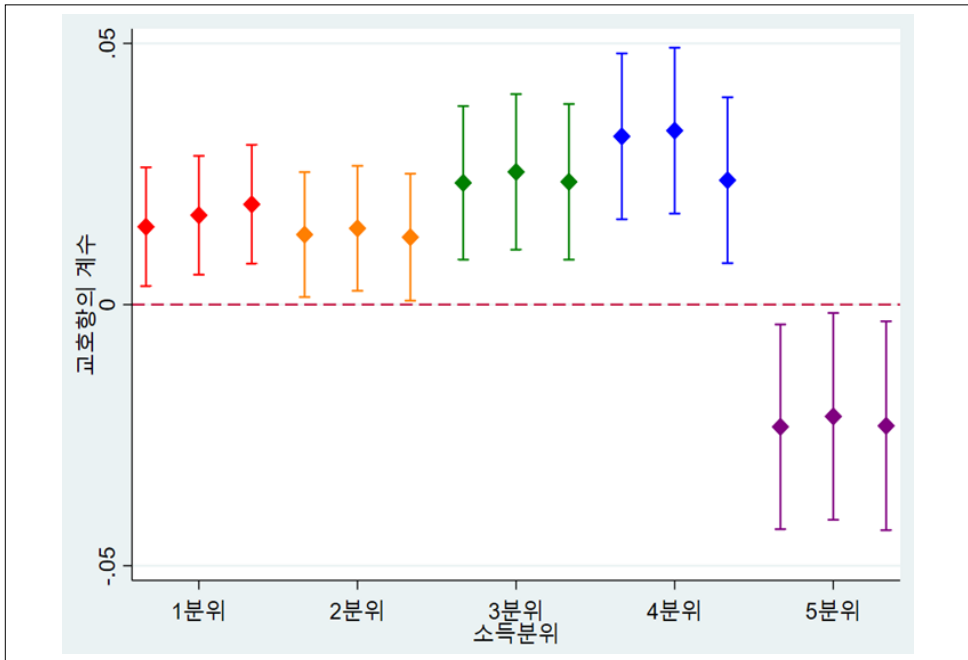
지원금 회귀계수만을 보고한 결과를 제시해준다. 전체 변수에 대한 결과는 <부표 1>과 <부표 2>에 제시되어 있다. <그림 4>와 <그림 5>는 각각 직장가입자와 지역가입자에 대한 결과를 시각적으로 보여준다. 전반적인 결과를 살펴보면 출산지원금 지급이 유배우 출산율에 작지만 긍정적인 효과를 미쳤음을 알 수 있다. 즉 직장가입자 소득 5분위와 지역가입자 소득 4분위를 제외하면 세 모형 모두에 대해 출산지원금의 계수가 모두 양수로 추정되었다. 시군구별 여성인구 유배우 비율을 통제하면(즉 모형 1에 비해 모형 2와 3에서) 출산지원금의 계수 규모가 커지는 것으로 나타난다. 이는 출산지원금의 긍정적인 효과가 합계출산율보다는 유배우 출산율을 지표로 이용할 때 잘 드러난다는 것을 보여주는 기존 연구(이철희, 2019b)와 부합된다.

<표 2> 건강보험 수급유형 및 소득분위별 회귀분석 결과(출산지원금 추정계수)

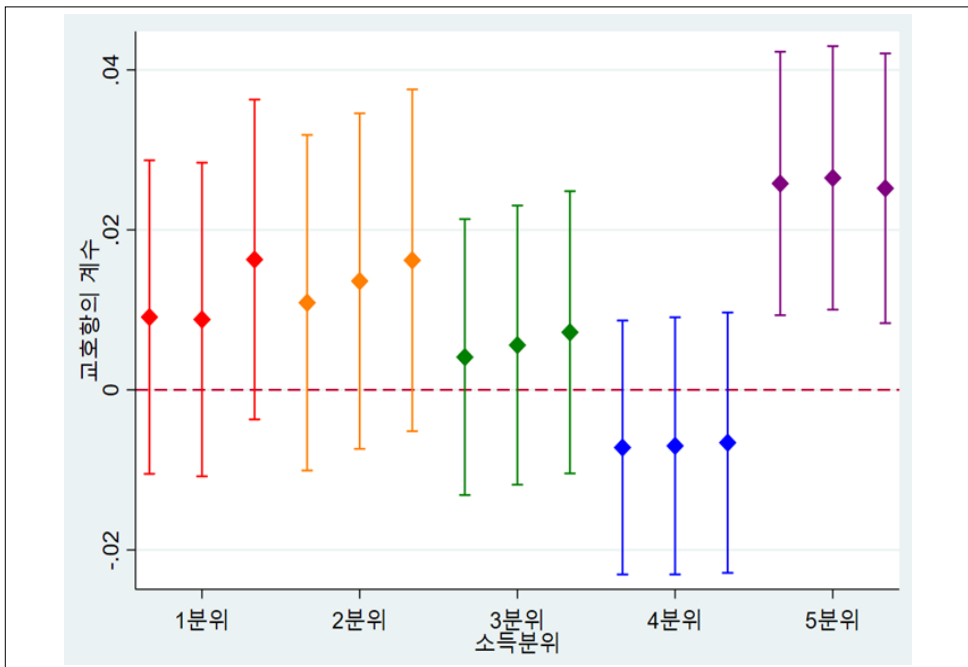
소득분위	(1) 출산지원금만 포함		(2) 시군구 가입기 여성 유배우 비율 통제		(3) 유배우 비율 등 전체 시군구 특성 통제	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
A. 직장가입자						
소득 1분위	0.0149 (0.0058)	0.0097	0.0171 (0.0058)	0.0031	0.0192 (0.0058)	0.0010
소득 2분위	0.0134 (0.0061)	0.0282	0.0146 (0.0061)	0.0172	0.0129 (0.0062)	0.0373
소득 3분위	0.0233 (0.0075)	0.0021	0.0254 (0.0076)	0.0008	0.0235 (0.0076)	0.0022
소득 4분위	0.0322 (0.0081)	<.0001	0.0333 (0.0081)	<.0001	0.0238 (0.0081)	0.0035
소득 5분위	-0.0234 (0.01)	0.0195	-0.0214 (0.0101)	0.0342	-0.0232 (0.0102)	0.0236
B. 지역가입자						
소득 1분위	0.0091 (0.01)	0.3599	0.0088 (0.01)	0.3792	0.0163 (0.0102)	0.1096
소득 2분위	0.0109 (0.0107)	0.3073	0.0136 (0.0107)	0.2041	0.0162 (0.0109)	0.1371
소득 3분위	0.0041 (0.0088)	0.6454	0.0056 (0.0089)	0.5316	0.0072 (0.009)	0.4247
소득 4분위	-0.0072 (0.0081)	0.3754	-0.007 (0.0082)	0.3947	-0.0066 (0.0083)	0.4268
소득 5분위	0.0258 (0.0084)	0.0021	0.0265 (0.0084)	0.0016	0.0252 (0.0086)	0.0032

주: 모든 모형에 연도 고정효과 포함. 시군구 특성은 아동 수 대비 보육시설 수, 복지예산 비율, 1인 지방세액 등을 포함.

〈그림 4〉 출산지원금의 효과: 직장가입자



〈그림 5〉 출산지원금의 효과: 지역가입자



출산지원금이 출산율에 미친 효과는 가입자격 및 소득분위별로 상이하게 나타났다. 가입자격에 따른 결과를 비교해보면, 전반적으로 지역가입자보다는 직장가입자의 출산율이 지자체 출산지원금에 더 민감하게 반응했음을 알 수 있다. 즉 직장가입자의 경우 5분위를 제외한 모든 소득분위에 대해 유의한 긍정적 효과가 발견된 반면, 지역가입자의 경우에는 5분위에서만 유의하게 긍정적인 효과가 나타났고, 그 효과의 규모도 상대적으로 작았다.

출산지원금은 특히 직장가입자의 소득 3~4분위와 지역가입자 소득 5분위 출산율에 상대적으로 강한 정의 효과를 보였다. 모형 3을 기준으로 할 때, 출산지원금 100만원 증가는 직장가입자 4분위 합계출산율을 0.0238, 지역가입자 5분위 합계출산율을 0.0252 높인 것으로 추정되었다. 반면 소득 최상위 직장가입자와 4분위 지역가입자에게는 출산지원금의 효과가 음수로 추정되었다.

3. 강건성 검증

위에서 제시한 기본적인 분석 결과의 강건성을 검증하기 위한 작업을 몇 가지 수행하였다. 첫 번째로, 연도고정효과를 제외한 모형을 추정하였다. 이는 전국적으로 유사한 추이로 변화한 지자체 출산지원금의 효과까지 포함한 추정 결과를 얻기 위한 것이다. 두 번째로, 앞에서 설명한 바와 같이 출산지원금 지급이 유발할 수 있는 지역 간 인구이동의 효과를 제거하고 순수한 출산율 증가 효과를 추정하기 위해, 가임기 여성 순유입률을 통제한 분석을 수행하였다. 세 번째로, 건강보험자료에서 주상병이 분만 관련 코드로 기록된 경우만 출산으로 간주하여 추정한 시군구·소득분위별 합계출산율을 종속변수로 이용한 회귀분석을 수행하였다. <표 3>에는 모형 3에 포함된 변수들을 통제하고(모형 1의 경우에만 연도고정효과 제외), 이상의 강건성 검증을 수행한 결과가 제시되어 있다. 결과는 모형이나 출산율 정의가 달라져도 기본적인 분석 결과가 크게 변화하지 않는다는 것을 보여준다. 다만, 연도고정효과를 통제하지 않을 때 지역가입자 소득 2분위와 3분위에서 출산지원금의 추정계수가 유의하게 바뀌는 등, 출산지원금의 전반적인 효과가 더 뚜렷하게 나타나는 변화가 관찰된다.

〈표 3〉 소득분위별 회귀분석 강건성 검증 결과(출산지원금 추정계수)

소득분위	(1) 연도고정효과 제외		(2) 가임기여성 이동률 포함		(3) 주상병 코드 이용 합계출산율 적용	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
A. 직장가입자						
소득 1분위	0.0291 (0.0066)	<.0001	0.0169 (0.0059)	0.0040	0.0219 (0.0058)	0.0001
소득 2분위	0.0187 (0.0068)	0.0062	0.0010 (0.0062)	0.1103	0.0129 (0.0063)	0.0412
소득 3분위	0.0342 (0.0083)	<.0001	0.0190 (0.0129)	0.0129	0.0233 (0.0079)	0.0031
소득 4분위	0.0483 (0.0088)	<.0001	0.0189 (0.0081)	0.0198	0.0234 (0.0083)	0.0047
소득 5분위	-0.0012 (0.0105)	0.9126	-0.0255 (0.0103)	0.0131	-0.0167 (0.0101)	0.0973
B. 지역가입자						
소득 1분위	0.0121 (0.0108)	0.2632	0.0138 (0.0102)	0.1771	0.0184 (0.0100)	0.0651
소득 2분위	0.0187 (0.0113)	0.0987	0.0158 (0.0109)	0.1494	0.0076 (0.0107)	0.4813
소득 3분위	0.0179 (0.0096)	0.0606	0.0038 (0.0090)	0.6743	0.0078 (0.0092)	0.3973
소득 4분위	0.0046 (0.0086)	0.5963	-0.0094 (0.0084)	0.2593	-0.0042 (0.0082)	0.6098
소득 5분위	0.0359 (0.0086)	<.0001	0.0242 (0.0086)	0.0049	0.0243 (0.0083)	0.0037

주: 모형 2와 3에 연도 고정효과 포함. 모든 모형에 시군구 여성인구 연령별 유배우 비율과 아동 수 대비 보육시설 수, 복지예산 비율, 1인 지방세액 등의 변수들을 통제하였음.

V. 보육정책의 소득분위별 효과

1. 추정모형과 기초통계

이 절에서는 보육료 지원정책이 출산율에 미친 효과가 거주 시군구의 국공립 보육 시설의 공급 정도에 따라 상이한지를 분석하였다. 보육료 지원이 2012년 전후로 크게 확대된 점을 고려하여 2009~2011년을 정책 이전, 2013년~2016년을 정책 이후로 정의

하고 보육료 지원 확대 이후 변수와 보육시설의 질적 공급 정도를 보여주는 변수의 교호항을 포함하여 이중차분 회귀분석을 실시하였으며, 분석모형으로는 아래의 식과 같은 시군구별 패널고정효과 모형을 이용하였다.

$$F_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 S_{i,t-1} + \beta_2 D_{i,t}^{2013\text{년 이후}} + \beta_3 (S_{i,t-1} \times D_{i,t}^{2013\text{년 이후}}) + \beta_4 X_{i,t-1} + \delta_t + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

이 식에서 i 와 t 는 각각 시군구와 연도를 나타내는 첨자이며, F 는 각 소득분위별 합계출산율, S 는 시군구의 국공립 보육시설 공급률, $D^{2013\text{년 이후}}$ 는 2013년 이후(보육비 지원 이후) 더미변수, X 는 유배우 출산율에 영향을 미칠 수 있는 각 시군구의

〈표 4〉 보육비 지원 회귀분석에 이용된 변수의 평균과 표준편차

변수	평균	표준편차
직장가입자 소득 1분위 합계출산율	0.8575	0.2048
직장가입자 소득 2분위 합계출산율	0.932	0.2289
직장가입자 소득 3분위 합계출산율	1.2792	0.294
직장가입자 소득 4분위 합계출산율	1.4153	0.3046
직장가입자 소득 5분위 합계출산율	0.9243	0.3232
지역가입자 소득 1분위 합계출산율	0.9194	0.3476
지역가입자 소득 2분위 합계출산율	1.121	0.4008
지역가입자 소득 3분위 합계출산율	1.1602	0.3193
지역가입자 소득 4분위 합계출산율	1.0104	0.2676
지역가입자 소득 5분위 합계출산율	0.8509	0.2731
보육료지원	0.9028	1.1089
국공립입소가능비율	0.0622	0.0806
국공립입소가능비율 × 보육료지원	0.6228	0.4848
25~29세 유배우 비율	0.0919	0.0771
30~34세 유배우 비율	0.3359	0.1144
35~39세 유배우 비율	0.6708	0.1
출산지원금(백만원)	0.7926	0.0687
보육시설 수(천명당)	15.7851	4.5571
복지예산비율(%)	27.7583	14.4957
1인 지방세액(백만원)	0.9646	0.8856
가임기 여성 순이동률	-0.0084	0.0901

특성들, δ 는 연도 고정효과, μ 는 관찰할 수 없는 시군구의 고정적인 특성, ε 는 고전적인 선형회귀모형의 통상적인 오차항을 나타낸다. 여기에서도 제4절의 회귀분석에서 이용했던 시군구별 특성 변수들(연령별 여성 유배우 비율, 아동 1,000명당 보육시설 수, 지자체의 복지예산비율, 주민 1인당 지방세 납부액 등)을 포함하였다. 강건성 검증에서는 가임기 여성의 인구이동을 통제하기 위해 25-39세 여성의 순유입률을 추가한 모형도 추정하였다. <표 4>에는 회귀분석에 이용된 변수들의 평균과 표준편차가 보고되어있다.

2. 기본적인 분석 결과

제4절의 분석과 마찬가지로 직장가입자와 지역가입자의 소득 5분위별로 모두 10개의 회귀분석을 수행하였다. 모형 1에는 기초지자체의 출산지원금만을 포함하였고, 모형 2에는 연령별 여성 유배우 비율을 추가하였으며, 모형 3은 여기에 아동 1,000명당 보육시설 수, 복지예산비율, 1인당 지방세액 등의 지자체별 특성 변수를 통제한 것도 동일하다. 고려된 변수들에 충분히 반영되지 않는 요인들의 시간적인 변화를 고려하기 위해 모든 모형에 연도 고정효과를 포함하였다. 보육정책 역시 주로 유배우 출산율에 미친 효과를 반영할 것으로 기대할 수 있기 때문에, 각 시군구의 연령별 여성 유배우 비율을 통제한 모형 2와 모형 3을 중심으로 결과를 논의하였다.

<표 5>는 10개의 회귀분석 결과를 요약하여 각 가입자격 및 소득분위에 대해 출산지원금 회귀계수만을 보고한 결과를 제시해준다. 전체 변수에 대한 결과는 <부표 3>과 <부표 4>에 제시되어 있다. 그리고 <그림 6>과 <그림 7>은 각각 직장가입자와 지역가입자에 대한 결과를 그래프로 보여준다. 전반적인 결과를 살펴보면, 국공립 시설 공급비율과 보육료 지원의 교호항은 직장가입자의 모든 소득분위와 지역가입자의 소득 3~4분위에 대해 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 보육시설의 질이 높아질수록 보육료 지원의 효과가 강하게 나타난다는 민규량·이철희(2020)의 연구 결과와 대체로 부합된다.

거주지역의 국공립 시설 이용 가능성이 높을수록 보육료 지원이 합계출산율을 높이는 효과는 소득 최상위 20%를 제외하고는 소득수준이 높아질수록 강하게 나타났다. 그리고 이러한 현상은 직장가입자와 지역가입자 모두에게서 발견되었다. 직장가입자와 지역가입자 모두 교호항의 추정계수는 소득 4분위에서 가장 크고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 나머지 분위에 대해서는 교호항의 계수가 통계적으로 유의하지

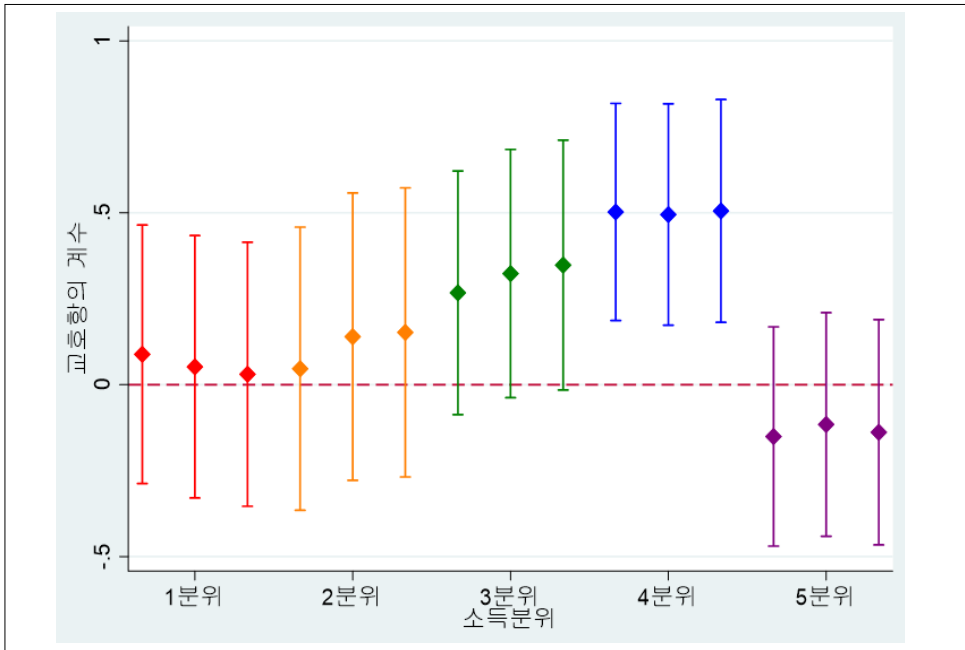
않았고, 지역가입자 1분위, 2분위, 5분위의 경우 계수가 음수로 추정되었다. 직장가입자 소득 1분위와 5분위, 그리고 지역가입자 소득 1~2분위와 5분위에서는 교호항의 계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

〈표 5〉 건강보험 수급유형 및 소득분위별 회귀분석 결과(교호항의 추정계수)

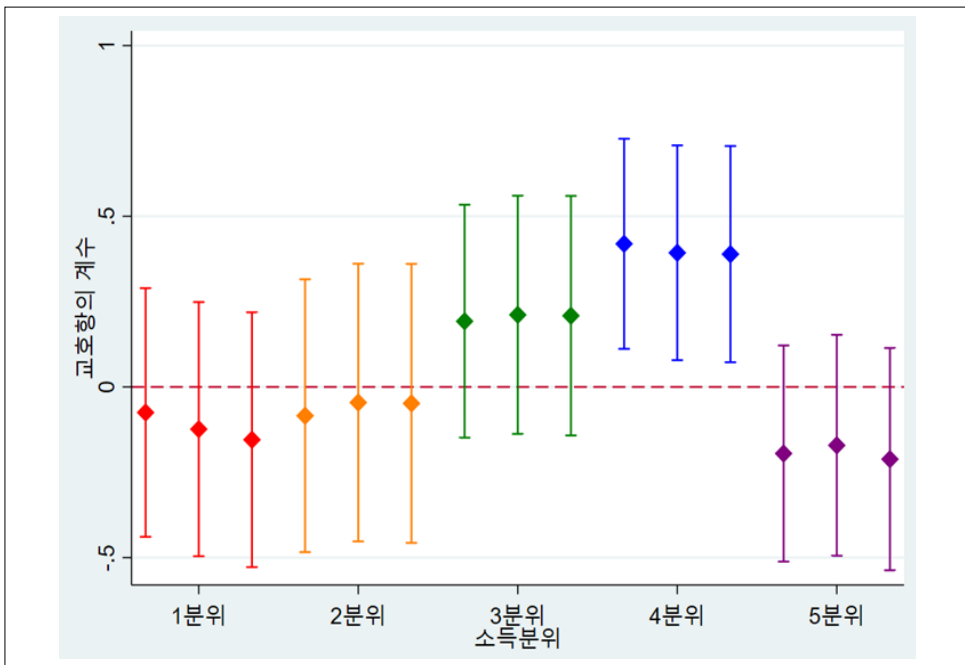
소득분위	(1) 출산지원금만 포함		(2) 시군구 가입기 여성 유배우 비율 통제		(3) 유배우 비율 등 전체 시군구 특성 통제	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
A. 직장가입자						
소득 1분위	0.0672 (0.1084)	0.5350	0.0514 (0.1102)	0.6409	0.0381 (0.1107)	0.7309
소득 2분위	0.167 (0.1132)	0.1405	0.0803 (0.1143)	0.4821	0.0566 (0.115)	0.6226
소득 3분위	0.18 (0.136)	0.1858	0.1675 (0.1382)	0.2257	0.1369 (0.139)	0.3250
소득 4분위	0.4656 (0.1494)	0.0019	0.3505 (0.1508)	0.0202	0.2704 (0.1506)	0.0729
소득 5분위	0.1973 (0.1758)	0.2621	0.1156 (0.1793)	0.5194	0.0963 (0.1805)	0.5939
B. 지역가입자						
소득 1분위	-0.0749 (0.1858)	0.6870	-0.1237 (0.1899)	0.5150	-0.1546 (0.1904)	0.4171
소득 2분위	-0.0843 (0.2039)	0.6792	-0.0457 (0.2075)	0.8256	-0.0482 (0.2085)	0.8172
소득 3분위	0.1925 (0.1741)	0.2691	0.2112 (0.178)	0.2355	0.2087 (0.179)	0.2438
소득 4분위	0.4193 (0.157)	0.0077	0.393 (0.1605)	0.0145	0.389 (0.1616)	0.0162
소득 5분위	-0.195 (0.1615)	0.2274	-0.171 (0.1651)	0.3005	-0.2116 (0.1661)	0.2029

주: 모든 모형에 연도 고정효과 포함. 시군구 특성은 아동 수 대비 보육시설 수, 복지예산 비율, 1인 지방세액 등을 포함.

〈그림 6〉 보육비지원과 보육시설의 질 개선의 효과: 직장가입자



〈그림 7〉 보육비지원과 보육시설의 질 개선의 효과: 지역가입자



3. 강건성 검증

위에서 제시한 기본적인 분석 결과의 강건성을 검증하기 위하여 제4절에서 수행했던 것과 동일한 강건성 검증을 수행하였다. 첫째로, 연도고정효과를 제외한 모형을 추정하였다. 둘째로, 출산지원금 지급이 유발할 수 있는 지역 간 인구이동의 효과를 제거하고 순수한 출산율 증가 효과를 추정하기 위해 가임기 여성 순유입률을 통제한 분석을 수행하였다. 마지막으로, 건강보험자료에서 주상병이 분만 관련 코드로 기록된 경우만 출산으로 간주하여 추정한 시군구·소득분위별 합계출산율을 종속변수로

〈표 6〉 보육지원에 대한 회귀분석 강건성 검증 결과(교호항의 추정계수)

소득분위	(1) 연도고정효과 제거		(2) 가임기여성 이동률 포함		(3) 주상병 코드 이용 합계출산율 적용	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
A. 직장가입자						
소득 1분위	0.1558 (0.1183)	0.1879	0.0309 (0.1122)	0.7830	0.2312 (0.1095)	0.0350
소득 2분위	0.2062 (0.1243)	0.0974	0.0349 (0.1165)	0.7643	0.2496 (0.1181)	0.0348
소득 3분위	0.2987 (0.1495)	0.0459	0.1038 (1.1405)	0.4598	0.3476 (0.1465)	0.0178
소득 4분위	0.3596 (0.1598)	0.0246	0.2360 (0.1522)	0.1213	0.5030 (0.1543)	0.0011
소득 5분위	0.1693 (0.184)	0.3578	0.1066 (0.1834)	0.5614	0.2395 (0.1798)	0.1830
B. 지역가입자						
소득 1분위	0.0304 (0.1959)	0.8768	-0.1586 (0.1932)	0.4119	-0.0438 (0.1893)	0.8172
소득 2분위	0.1521 (0.2145)	0.4784	-0.0428 (0.2114)	0.8397	0.0634 (0.2058)	0.7583
소득 3분위	0.3479 (0.1854)	0.0608	0.1913 (0.1915)	0.2920	0.4245 (0.1836)	0.0209
소득 4분위	0.5053 (0.1653)	0.0023	0.3522 (0.1638)	0.0317	0.5712 (0.1614)	0.0004
소득 5분위	-0.1383 (0.1672)	0.4083	-0.2216 (0.1686)	0.1891	0.0070 (0.1631)	0.9657

주: 모형 2와 3에는 연도 고정효과 포함. 시군구 여성인구 연령별 유배우 비율과 아동 수 대비 보육시설 수, 복지예산 비율, 1인 지방세액 등의 변수들을 통제하였음.

이용한 회귀분석을 수행하였다. <표 6>에 제시된 모형 3에 기초한 강건성 검증의 결과는 기본적인 회귀분석 결과와 질적으로 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. 다만 연도고정효과를 제외하거나 주상병 코드를 이용하여 합계출산율을 정의하는 경우 4분위 이외의 소득분위에서도 교호항의 계수가 유의해졌고, 가임기 여성 유배우 비율을 통제하는 경우 직장가입자 소득 4분위에서 교호항 계수의 유의성이 떨어지는 변화가 나타났다.

VI. 결론과 정책적 시사점

이 연구는 저출산 대응정책이 출산율에 미친 효과의 효과가 소득계층에 따라 어떻게 달랐는지를 밝히기 위한 분석을 수행하였다. 이를 위해 건강보험공단 전수자료를 이용하여 각 시군구의 가입자격 및 소득분위별 합계출산율을 추정하고 분석에 이용하였다. 그리고 대표적인 저출산 대응정책 가운데 하나인 현금지원 효과의 이질성을 살펴보기 위해, 지방자치단체 출산지원금이 소득분위별 합계출산율에 미친 효과를 분석하였다. 다른 중요한 저출산 대응 방안인 보육정책의 효과의 이질성을 살펴보기 위해서는 보육시설의 질이 높은 지역에서 나타나는 보육료 지원 효과가 소득분위별로 어떻게 다른지를 분석하였다.

분석 결과는 저출산 대응을 위한 현금지원과 보육지원 정책의 효과가 사회경제적 계층별로 상이하게 나타났음을 보여준다. 전반적으로 볼 때, 현금지원과 보육지원(보육시설의 질 개선 및 보육료 지원)이 소득 중상위층 가구의 출산에 상대적으로 강한 영향을 미쳤던 것으로 파악된다. 예컨대 출산지원금은 특히 소득 3~4분위 직장가입자 및 피부양자의 출산율에 가장 뚜렷하게 긍정적 효과를 보였다. 또한 보육시설의 질이 높은 곳에서 보육료 지원이 출산율을 높이는 효과가 더 크게 나타나는 현상은 소득 4분위의 직장가입자 및 지역가입자에게서 가장 큰 것으로 추정되었다. 출산지원금이 지역가입자의 출산율에 미친 효과만 예외적으로 소득 최상위에서 가장 강하게 나타났다.

이러한 결과는 중상위 소득계층 가구들이 출산의 “경계(margin)”에 있기 때문에 나타난 것으로 풀이된다. 소득 하위계층은 경제적인 여건이 좋지 않아서 실제로 이루어진 규모의 정책적인 지원만으로는 결혼이나 출산의 결정을 변화시키기 어려웠을 것이다. 반면 소득 최상위 계층의 경우, 정책적인 지원이 결혼이나 추가적인 출산의 유인을 제공하지 못했을 가능성이 높다. 이러한 사정 때문에 저출산 대응정책의 효과가

정부의 지원이 없더라도 결혼과 출산에 필요한 경제적인 여건이 양호한 중상위 계층에게 가장 강하게 나타났을 것으로 추측된다.

이 연구의 결과는 특정 정책의 평균적인 효과만을 보고 정책의 효과성을 판단하기 보다는, 그 정책을 통해 바꾸고자 하는 행위의 경계에 있는 집단에서 나타나는 변화를 관찰할 필요성을 제기한다. 현금지원이나 보육지원의 효과가 전반적으로는 크지 않았을 수 있지만, 적어도 출산의 경계에 있는 일부 계층의 행위를 바꾸는 데는 어느 정도 효과가 있었던 것을 볼 수 있다. 어떤 정책의 전반적인 효과가 크지 않았던 것은 출산의 경계 안쪽에 사람들을 경계 밖으로 밀어내기에는 정책이 제공하는 유인이 충분치 못했기 때문일 수 있다. 예컨대, 현금지원의 규모가 충분히 크지 않은 경우, 저소득층 가운데 출산 의사가 매우 강한 소수만 정책에 반응하여 자녀를 갖는 결정을 할 것이다. 정책과 무관한 사회경제적, 문화적 요인 때문에 출산의 경계 부근에 있는 사람들이 줄어들어서 정책의 효과가 감소했을 가능성도 있다.

이 연구의 결과는 또한 다양한 저출산 대응정책들이 서로를 보완하는 효과가 존재함을 보여준다. 예컨대 제5절의 결과가 보여주듯이, 보육료 지원과 보육시설의 질 개선 사이에는 보완성이 있어서 한 요인의 개선은 다른 요인의 효과를 높이는 것으로 보인다. 이는 어떤 지역에 질 높은 국공립 어린이집을 늘리는 정책은 그 자체로도 직접적으로 출산율에 긍정적인 효과를 미칠 수 있을 뿐만 아니라 보육료 지원정책의 효과를 함께 강화할 수 있다는 것을 의미한다. 마찬가지로 저출산 대응정책과 무관한 다른 경제정책 혹은 복지정책의 결과로 소득이 개선되는 경우, 저출산 대응 현금지원 정책의 긍정적인 효과는 더욱 강화될 수 있다. 이러한 사정을 고려할 때, 여러 가지 정책들을 경합 혹은 대체 관계로 파악하여 선택과 배제를 가르기보다는, 전체적인 효과를 극대화할 수 있는 정책 조합을 모색하는 것이 바람직할 것이다.

마지막으로 지적하고 싶은 것은 저출산 대응정책을 포함한 다양한 경제·사회·복지정책의 대상과 기대효과를 종합적으로 고려하여, 다양한 사회계층별로 맞춤형 정책을 마련하고 이를 적절한 지표에 기초하여 평가하는 것이 바람직하다는 것이다. 연구결과가 보여주듯이 출산율을 높이는 목표를 가진 정책의 경우, 소득 중상위 계층을 대상으로 할 때 단기적으로 효과성이 더 높을 수 있다. 다른 한편, 기존 연구들은 아동의 건강과 인적자본 투자에 있어서 저소득층에 대한 지원의 효과가 상대적으로 더 크다는 것을 보여준다. 마찬가지로 보육지원정책이 여성 노동공급에 미치는 효과와 출산의 결정에 미치는 효과의 상대적 크기는 사회경제적 계층에 따라 다르게 나타날 수 있다. 따라서 이러한 정책들의 효과를 평가할 때, 사회계층별로 다른 지표(예컨대

결혼을 제고, 유배우 출산을 제고, 아동의 인적자본 개선, 여성 노동공급 확대 등)를 중점적으로 살펴볼 필요가 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 김우영 · 이정만, “출산장려금의 출산을 제고 효과: 충청지역을 대상으로,” 『노동정책연구』, 제18집 제2호, 2018, pp. 61-98.
2. 김정호 · 홍석철, “보육료 지원의 여성 노동공급 및 출산효과 분석,” 현진권(편), 『보육정책의 논쟁과 추진과제』, 한국경제연구원, 2013, pp. 43-75.
3. 민규량, “국공립 어린이집 확충이 영유아모의 노동공급에 미친 영향,” 『경제학연구』, 제67집 제3호, 2019, pp. 111-163.
4. 민규량 · 이철희, “보편적 보육료 지원정책이 여성 노동공급과 출산율에 미친 영향,” 『노동경제논집』, 제43권 제4호, 2020, pp. 143-177.
5. 박창우 · 송헌재, “출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정,” 『응용경제』, 제16집 제1호, 2014, pp. 5-34.
6. 송헌재 · 김현아, “출산장려금과 지역 간 인구이동,” 『응용경제』, 제16집 제3호, 2014, pp. 165-199.
7. 서민희 · 이해민, 『영유아 교육 · 교육 재정 증가 추이와 효과: 2004-2014』, 육아정책연구소, 2014.
8. 우석진, “출산을 제고 정책이 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과,” 『한국경제의 분석』, 제14집 제13호, 2008, pp. 55-117.
9. 우석진 · 송헌재 · 김태우, 『보육지원정책의 효과분석 : 거시적 성과 실증분석 및 질 제고방안 도출을 중심으로』, 국회예산정책처, 2014.
10. 이철희, “한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과,” 『한국인구학』, 제35집 제3호, 2012, pp. 117-144.
11. ———, “한국의 출산장려정책은 실패했는가?: 2000 년~ 2016 년 출산율 변화요인 분해,” 『경제학연구』, 제66집 제3호, 2018, pp. 5-42.
12. ———, “출생아 수 변화요인 분석과 장래전망,” 『한국경제의 분석』, 제25집 제1호, 2019a, pp. 37-83.
13. ———, “지자체 출산지원금의 효과 - 아동수당의 기대효과에 대한 시사점,” 김미곤 외, 『아동수당 및 출산 · 양육지원체계 발전방안 연구』, 한국보건사회연구원, 2019b, pp. 259-316.
14. 이철희 · 이소영, “현금지원이 유배우 출산율에 미치는 효과: 강원도 육아기본수당 지급 사례로부터의 증거,” 『경제학연구』, 제70집 제2호, 2022, pp. 61-93.
15. 최성은, “보육료지원과 기혼여성의 노동공급에 관한 연구,” 『사회보장연구』, 제27집 제2호, 2011, pp. 85-105.
16. 최원석, “맞벌이 부부 · 다자녀 가정 자녀, 어린이집 우선 입소,” MBN, 2012년 3월 22일, Retrieved from <https://www.mbn.co.kr/news/society/1169915>.
17. 최효미 · 이정원 · 김진미, 『어린이집 · 유치원 인프라 격차에 따른 지역 유형화 연구』, 육아정책연구소, 2015.
18. 통계청, 『2020-2070 장래인구추계』, 통계청, 2022.

19. 홍석철 · 정용관 · 김상신, 『2011년도 재정사업 심층평가 보고서-저출산 대응 사업군 심층평가 : 결혼 · 출산 · 육아 지원사업 중심으로』, 한국개발연구원, 2012.
20. 홍정림, “보육비 지원 정책의 효과성 분석,” 『한국인구학』, 제36권 제4호, 2013, 한국인구학회, pp. 95-118.
21. Addabbo, T., A. Caiumi, and A. Maccaganan, “The Allocation of Time Within Italian Couples: Exploring Its Unequal Gender Distribution and the Effect of Childcare Services,” *Annals of Economics and Statistics*, No. 105/106, 2012, pp. 209-227.
22. Almond, D., and J. Currie, “Killing Me Softly: The Fetal Origins Hypothesis,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 25, No. 3, 2011, pp. 153-172.
23. Ang, X. L., “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*, Vol. 36, No. 2, 2015, pp. 263-288.
24. Bauernschuster, S., T. Hener, and H. Rainer, “Does the Expansion of Public Child Care Increase Birth Rates? Evidence from a Low-Fertility Country,” IFO Working Paper No. 158, 2013.
25. Boyer, G. R., *An Economic History of the English Poor Law, 1750-1850*, Cambridge, 1990.
26. Cohen, A., R. Dehejia, and D. Romanov, “Financial Incentives and Fertility,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, No. 1, 2013, pp. 1-20.
27. Garganta, S., L. Gasparini, M. Marchionni, and M. Tappatá, “The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina,” *Population Research and Policy Review*, Vol. 36, No. 1, 2017, pp. 1-24.
28. Gauthier, A. H., and J. Hatzius, “Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis,” *Population Studies*, Vol. 51, No. 3, 1997, pp. 295-306.
29. Gonzalez, Libertad, “The Effect of a Universal Child Benefit on Conceptions, Abortions, and Early Maternal Labor Supply,” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 5, No. 3, 2013, pp. 160-188.
30. Hill, M. J., “Love in the Time of the Depression: The Effects of Economic Conditions on Marriage in the Great Depression,” *Journal of Economic History*, Vol. 75, No. 1, 2015, pp. 163-189.
31. Hong, Sok Chul et al., “Pro-Natalist Cash Grants and Fertility: A Panel Analysis,” *The Korean Economic Review*, Vol. 32, No. 2, 2016, pp. 331-354.
32. Hoynes, H., D. Schanzenbach, and D. Almond, “Long-Run Impacts of Childhood Access to the Safety Net,” *American Economic Review*, Vol. 106, No. 4, 2016, pp. 903-934.
33. Kauffman, K. D., and L. L. Kiesling, “Was There a Nineteenth Century Welfare Magnet in the United States? Preliminary Results from New York City and Brooklyn,” *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, No. 2, 1997, pp. 439-448.
34. Kim, Y. I., “Impact of Direct Cash Transfer on Fertility by Income and Education Subgroup,” *한국인구학*, Vol. 35, No. 3, 2012, pp. 29-55.
35. Kim, Y. I. A., “Lifetime Impact of Cash Transfer on Fertility,” *Canadian Studies in Population*, Vol. 41, No. 1-2, 2014, pp. 97-110.
36. Lappegård, T., “Family Policies and Fertility in Norway,” *European Journal of*

- Population/Revue européenne de Démographie*, 2010, Vol. 26, No. 1, 2010, pp.99-116.
37. Lee, Y., "Effects of a Universal Childcare Subsidy on Mothers' Time Allocation," *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 38, No. 1, 2016, pp.1-22.
 38. Luci-Greulich, A., and O. Thévenon, "The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries," *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, Vol. 29, No. 4, 2013, pp.387-416.
 39. McNown, R., and C. Ridao-cano, "The Effect of Child Benefit Policies on Fertility and Female Labor Force Participation in Canada," *Review of Economics of the Household*, Vol. 2, No. 3, 2004, pp.237-254.
 40. Milligan, K., "Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 3, 2005, pp.539-555.
 41. Milligan, K., and S. Mark, "Child Benefits, Maternal Employment, and Children's Health: Evidence from Canadian Child Benefit Expansions," *American Economic Review Papers & Proceedings*, Vol. 99, No. 2, 2009, pp.128-132.
 42. _____, "Do Tax Benefits Affect the Well-being of Children? Evidence from Canadian Child Benefit Expansions," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 3, No. 3, 2011, pp.175-205.
 43. Parr, N., and R. Guest, "The Contribution of Increases in Family Benefits to Australia's Early 21st-century Fertility Increase: An empirical analysis," *Demographic Research*, Vol 25, 2011, pp.215-244.
 44. Rindfuss, Ronald R. et al., "Child Care Availability and Fertility in Norway," *Population and Development Review*, Vol. 36, No. 4., 2010, pp.725-748.
 45. Riphahn, R. T., and F. Wynnck, "Fertility Effects of Child Benefits," *Journal of Population Economics*, Vol. 30, No. 4, 2017, pp.1135-1184.

〈부표 1〉 출산지원금의 효과 회귀분석 결과: 직장가입자

변수	(1) 1분위	(2) 2분위	(3) 3분위	(4) 4분위	(5) 5분위
절편	0.6957 (0.1143)	1.1349 (0.1211)	0.9525 (0.1496)	0.7373 (0.1591)	0.7277 (0.2)
출산지원금(백만원)	0.0192 (0.0058)	0.0129 (0.0062)	0.0235 (0.0076)	0.0238 (0.0081)	-0.0232 (0.0102)
25-29세 유배우 비율	0.0056 (0.0678)	0.2068 (0.0718)	0.1369 (0.0888)	0.4372 (0.0944)	0.0986 (0.1186)
30-34세 유배우 비율	0.3172 (0.1011)	0.2266 (0.1071)	0.2548 (0.1323)	0.1364 (0.1407)	0.3503 (0.1768)
35-39세 유배우 비율	-0.1575 (0.1201)	-0.4262 (0.1272)	0.2752 (0.1572)	0.2429 (0.1671)	-0.2957 (0.2101)
보육시설 수(천명당)	-0.0052 (0.0018)	-0.0089 (0.0019)	-0.0111 (0.0023)	-0.0184 (0.0024)	-0.0115 (0.0031)
복지예산비율(%)	0.0022 (0.0008)	0.0 (0.0008)	0.0002 (0.001)	-0.0042 (0.0011)	0.0003 (0.0013)
1인 지방세액(백만원)	0.025 (0.0111)	-0.0044 (0.0117)	0.0101 (0.0145)	-0.0067 (0.0154)	-0.0014 (0.0194)
연도고정효과	○	○	○	○	○
시군구 수/연도 수	210/12	210/12	210/12	210/12	210/12
고정효과 F-test (p-value)	3.66 ($<.0001$)	4.94 ($<.0001$)	5.26 ($<.0001$)	9.45 ($<.0001$)	7.98 ($<.0001$)

주: 10% 수준에서 유의한 계수는 굵은 숫자로 표시하였음.

〈부표 2〉 출산지원금의 효과 회귀분석 결과: 지역가입자

변수	(1) 1분위	(2) 2분위	(3) 3분위	(4) 4분위	(5) 5분위
절편	1.3641 (0.1986)	1.6724 (0.2126)	1.0849 (0.1764)	1.0545 (0.1629)	0.8401 (0.1671)
출산지원금(백만원)	0.0163 (0.0102)	0.0162 (0.0109)	0.0072 (0.009)	-0.0066 (0.0083)	0.0252 (0.0086)
25-29세 유배우 비율	-0.0016 (0.1178)	-0.4213 (0.1261)	-0.2736 (0.1047)	-0.0173 (0.0966)	-0.085 (0.0991)
30-34세 유배우 비율	-0.083 (0.1757)	0.4848 (0.188)	0.2133 (0.156)	0.0348 (0.1441)	0.107 (0.1478)
35-39세 유배우 비율	-0.3144 (0.2087)	-0.5756 (0.2234)	-0.0304 (0.1854)	-0.0869 (0.1712)	0.0392 (0.1756)
보육시설 수(천명당)	-0.008 (0.0031)	-0.007 (0.0033)	-0.0092 (0.0027)	-0.0081 (0.0025)	-0.0098 (0.0026)
복지예산비율(%)	0.0064 (0.0013)	0.0028 (0.0014)	0.0024 (0.0012)	0.0014 (0.0011)	0.0004 (0.0011)
1인 지방세액(백만원)	0.0279 (0.0192)	0.0142 (0.0206)	0.0082 (0.0171)	-0.0003 (0.0158)	-0.001 (0.0162)
연도고정효과	○	○	○	○	○
시군구 수/연도 수	210/12	210/12	210/12	210/12	210/12
고정효과 F-test (p-value)	3.16 ($<.0001$)	4.22 ($<.0001$)	4.62 ($<.0001$)	3.13 ($<.0001$)	2.95 ($<.0001$)

주: 10% 수준에서 유의한 계수는 굵은 숫자로 표시하였음.

〈부표 3〉 보육료 지원의 효과 회귀분석 결과: 직장가입자

변수	(1) 1분위	(2) 2분위	(3) 3분위	(4) 4분위	(5) 5분위
절편	0.8559 (0.1577)	1.1561 (0.1639)	1.0577 (0.1981)	1.1238 (0.2147)	1.186 (0.2573)
국공립입소가능비율 × 보육료지원	0.0381 (0.1107)	0.0566 (0.115)	0.1369 (0.139)	0.2704 (0.1506)	0.0963 (0.1805)
보육료지원	0.0118 (0.0213)	-0.0222 (0.0221)	0.0097 (0.0267)	0.1403 (0.029)	0.0799 (0.0347)
국공립입소가능비율	-0.7248 (0.2614)	-0.1619 (0.2717)	-0.8204 (0.3285)	-1.1388 (0.3559)	-1.3474 (0.4265)
25-29세 유배우 비율	0.0871 (0.1198)	0.3093 (0.1245)	0.3236 (0.1505)	0.8896 (0.163)	0.4236 (0.1954)
30-34세 유배우 비율	0.4827 (0.1575)	0.5132 (0.1637)	0.4544 (0.1978)	-0.1733 (0.2143)	0.0671 (0.2569)
35-39세 유배우 비율	-0.4025 (0.1754)	-0.827 (0.1824)	-0.0153 (0.2204)	0.184 (0.2388)	-0.3502 (0.2862)
출산지원금(백만원)	0.017 (0.009)	0.0137 (0.0093)	0.017 (0.0113)	0.0128 (0.0122)	-0.0014 (0.0146)
보육시설 수(천명당)	-0.0034 (0.0027)	-0.0052 (0.0028)	-0.0071 (0.0034)	-0.0179 (0.0036)	-0.0082 (0.0044)
복지예산비율(%)	0.0024 (0.0009)	0.0006 (0.001)	0.0009 (0.0012)	-0.0016 (0.0013)	0.0021 (0.0015)
1인 지방세액(백만원)	0.0198 (0.013)	0.0051 (0.0135)	0.0056 (0.0163)	-0.008 (0.0176)	0.0037 (0.0211)
연도고정효과	○	○	○	○	○
시군구 수/연도 수	210/12	210/12	210/12	210/12	210/12
고정효과 F-test (p-value)	2.07 ($<.0001$)	3.08 ($<.0001$)	3.85 ($<.0001$)	6.08 ($<.0001$)	6.17 ($<.0001$)

주: 10% 수준에서 유의한 계수는 굵은 숫자로 표시하였음.

〈부표 4〉 보육료 지원의 효과 회귀분석 결과: 지역가입자

변수	(1) 1분위	(2) 2분위	(3) 3분위	(4) 4분위	(5) 5분위
절편	1.2755 (0.2714)	2.0184 (0.2972)	1.2494 (0.2551)	1.3404 (0.2303)	0.9229 (0.2367)
국공립입소가능비율 × 보육료지원	-0.1546 (0.1904)	-0.0482 (0.2085)	0.2087 (0.179)	0.389 (0.1616)	-0.2116 (0.1661)
보육료지원	-0.1463 (0.0366)	-0.088 (0.0401)	0.0099 (0.0344)	0.0148 (0.0311)	0.0416 (0.0319)
국공립입소가능비율	0.1471 (0.4499)	-0.4652 (0.4927)	-0.8219 (0.4229)	-1.2197 (0.3818)	-0.011 (0.3924)
25-29세 유배우 비율	0.1865 (0.2061)	-0.6796 (0.2257)	-0.1448 (0.1937)	0.1097 (0.1749)	-0.1502 (0.1797)
30-34세 유배우 비율	-0.1778 (0.2709)	0.6112 (0.2967)	0.1981 (0.2547)	0.0113 (0.2299)	0.2544 (0.2363)
35-39세 유배우 비율	-0.1401 (0.3019)	-0.872 (0.3306)	-0.1508 (0.2838)	-0.1464 (0.2562)	-0.025 (0.2633)
출산지원금(백만원)	0.0217 (0.0154)	-0.0128 (0.0169)	-0.0062 (0.0145)	-0.0117 (0.0131)	0.0153 (0.0134)
보육시설 수(천명당)	-0.0107 (0.0046)	-0.0081 (0.005)	-0.006 (0.0043)	-0.0058 (0.0039)	-0.01 (0.004)
복지예산비율(%)	0.0051 (0.0016)	0.0047 (0.0018)	0.0037 (0.0015)	0.002 (0.0014)	0.0005 (0.0014)
1인 지방세액(백만원)	0.0319 (0.0223)	0.0134 (0.0244)	0.0118 (0.021)	-0.0024 (0.0189)	-0.0008 (0.0195)
연도고정효과	○	○	○	○	○
시군구 수/연도 수	210/12	210/12	210/12	210/12	210/12
고정효과 F-test (p-value)	2.33 (<.0001)	3.11 (<.0001)	2.75 (<.0001)	2.17 (<.0001)	2.34 (<.0001)

주: 10% 수준에서 유의한 계수는 굵은 숫자로 표시하였음.

An Analysis of Heterogeneity in the Effects of Pronatal Policies: Effects of Cash and Child Care Supports by Income Group*

Chulhee Lee**

Abstract

This study analyzes how the fertility effects of pro-natal policies, such as cash and child care supports, differed by income group. For the purpose, we estimated and used the county-level total fertility rate by employment status and income, based on the Korean National Health Insurance data for the entire population. The results suggest that the effects of pro-natal policies differed by socioeconomic group. In general, cash and child care supports had stronger positive effects on fertility of middle- and higher-income households than the rest. This result perhaps indicates that richer families are at the “margin” of having children. This study provides the following implications. First, it will be desirable to evaluate the effectiveness of a policy by observing changes experienced by individuals at the margin, not based on its average effect. Second, it would be effective to mix various pro-natal policies that are supplements to one another. Finally, it is necessary to consider potential heterogeneity among different socioeconomic groups in preparing policy measures and selecting indices for evaluation.

Key Words: pronatal policy, cash benefit, child care support, fertility by income group, heterogeneity in policy effect

JEL Classification: J1, N3

Received: Aug. 22, 2022. Revised: Oct. 14, 2022. Accepted: Oct. 25, 2022.

* I thank Sok Chul Hong, Jungho Kim, Yoon-jung Na, Moon-keum Sohn, and two anonymous referees for helpful comments and suggestions, and Jeongrim Hong for assisting construction of data. Financial support from the Institute for Research in Finance and Economics of Seoul National University is gratefully acknowledged.

** Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6386, e-mail: chullee@snu.ac.kr