

현금성 출산 지원정책의 한계 효과 평가*

주예진** · 이철희***

본 연구는 지방자치단체 출산지원금 분석을 통해 중앙정부가 유의한 출산율 증가 효과를 위해 지급할 최소 지원금과 적정 지원금의 근거를 도출한다. 합성통제방법(Synthetic Control Method: SCM)과 이중차분방법을 사용하여 2014년부터 2020년까지 분석한 결과, 추가 지원액은 최초 지원액보다 더 큰 금액을 지원해야 효과가 나타나 지원의 한계 효과가 제감하는 것으로 밝혀졌다. 유의한 효과가 나타나는 지원금의 범위는 최초 지원의 경우 500만 원 이상, 추가 지원의 경우 1,000만 원 이상이다. 적정 지원금은 최초 지원의 경우 1,000만 원까지, 추가 지원의 경우 5,000만 원까지이고 그 이상의 추가 지원은 다른 저출산 대응정책의 상대적인 효과성을 고려하여 신중하게 결정하는 것이 바람직하다.

핵심주제어: 출산지원금, 출산율 제고, 합성통제방법, 이중차분방법, 한계 효과
경제학문헌목록 주제분류: C21, H53, J13

I. 서론

초저출산 문제는 현재 한국이 당면한 심각한 사회적·정책적 과제이다. 2023년의 합계출산율은 0.72를 기록하였으며, 2024년에 들어와서도 동 분기 대비 합계출산율이 계속 감소하는 등 한국의 출산율은 세계적으로 유례를 찾기 어려울 정도로 낮은 수준이다.¹⁾ 2012년 48만 명을 넘었던 연간 출생아 수가 불과 10여년 사이 그 절반 이하 수준인 23만 명으로 줄었다는 사실은 한국의 출생아 수

* 논문의 질적 향상을 위해 조언을 주신 익명의 심사위원 두 분께 감사드립니다.

** 제1저자, 서울대학교 사회과학대학 경제학부 박사 수료, E-mail: yjjoo@snu.ac.kr

*** 교신저자, 서울대학교 사회과학대학 경제학부 교수, 전화 (02) 880-6396, E-mail: chullee@snu.ac.kr

논문투고일: 2024. 5. 31 수정일: 2024. 7. 17 게재확정일: 2024. 7. 29

1) 통계청(2023), 2023년 6월 인구동향조사.

감소 속도가 얼마나 빠른지를 잘 보여 준다. 출생아 수의 급격한 감소와 이로 인한 인구구조의 급격한 변화는 향후 한국의 사회와 경제에 여러 가지 심각한 불균형을 가져올 것으로 우려된다.

저출산 문제에 대응하기 위해 정부는 2005년부터 5년마다 저출산·고령사회 기본계획을 수립하여 다양한 정책을 시행하고 있다. 근래에는 중앙정부가 직접 현금을 지원하는 정책을 시행하고 있다. 2018년 9월부터 만 6세 미만의 아동이 있는 가정에 매월 10만 원의 아동수당을 지급하기 시작하였고, 2019년 9월부터는 만 7세까지 그 지급 대상을 확대하였다. 2022년부터는 영아수당과 첫만남이용권 제도를 도입하였다. 영아 수당은 그 이전까지 차등화되었던 양육수당과 부모보육료를 통합하고, 보육시설을 이용하지 않는 0~1세 아동에 대한 15~20만 원 현금지원을 2025년까지 50만 원으로 점차 인상하는 것을 골자로 한다. 첫만남이용권은 모든 아동에게 일시금으로 자녀 양육에 활용할 수 있는 200만 원 바우처를 지급하는 프로그램이다.²⁾

첫만남이용권 및 영아수당 지급 등 제4차 기본계획에 포함된 중앙정부의 현금 지원정책은 현재로서는 직접적인 효과성 분석을 수행하기 어렵다. 첫만남이용권 지급과 영아수당 지급이 2022년 시작되었으므로 정책의 효과는 2023년부터 본격적으로 나타난다. 따라서 이를 분석할 수 있는 데이터(예컨대, 인구동향조사원자료)는 2024년 후반부터 이용할 수 있다.

또한 중앙정부의 현금성 지원정책들(아동수당, 첫만남이용권 등)은 기본적으로 특정 시점 이후 태어나는 전국의 모든 아동을 대상으로 시행되었기 때문에, 소득분위별·출생순위별·지역별 차이를 이용하였던 기존의 분석방법을 그대로 적용하기 어렵다. 첫만남이용권 제도는 전국적인 지원 프로그램이고, 출생순위나 소득수준에 따른 차등이 없어서, 처치군과 대조군을 명확하게 구분하기 어렵다. 또한 첫만남이용권 제도는 비교적 적은 액수(200만 원)의 현금성 지원이라는 점에서 지원 후 전체 정책대상자들에게서 비연속적인 결과 지표의 변화를 기대하기도 어렵다.

이러한 사정을 고려하여 본 연구는 현금지원이 출산율에 미친 효과를 분석한 대다수 선행 연구와 마찬가지로 지자체의 현금지원 사례를 분석의 대상으로 하였다. 첫만남이용권 지급은 중앙정부 현금지원이라는 면에서 2019년 아동수당 지급 사례와 유사하기는 하지만, 비교적 소액의 일회성 지급이라는 점에서는 지자체의 출산지원금과 유사하다. 따라서 지자체 출산지원금의 효과에 관한 분석

2) 관계부처합동(2020. 12), 제4차 저출산·고령사회 기본계획.

결과는 중앙정부의 저출산 대응 현금지원정책의 효과성 분석에 어느 정도 유용한 시사점을 제공해 줄 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구는 중앙정부의 현금지원정책을 개선하는 데 필요하거나 유용할 것으로 판단되지만, 선행 연구에서 충분히 밝혀지지 않은 몇 가지 문제들을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 위에서 소개한 바와 같이 이미 다양한 중앙정부의 저출산 대응 현금지원정책이 도입되었지만, 이들은 추후 정책의 합리성 및 효과성에 대한 평가를 거쳐서 수정 내지 보완될 가능성이 있다. 아래의 몇 가지 질문에 대한 답을 모색하는 작업은 장차 정부의 현금지원정책 개선 방안을 마련하는데 도움을 줄 수 있을 것이다.

첫째, 중앙정부의 현금지원이 가시적인 출산율 제고 효과를 얻기 위해서는 지원 액수를 증가시켜야 하는가? 선행 연구는 출산율에 대한 현금지원의 한계 효과가 일정하지 않을 수 있음을 보여 준다(이철희, 2019; 이철희·이소영, 2022). 즉, 지원 액수에 따라서 현금지원의 한계적인 효과가 달라질 수 있는 것이다. 만약 현재의 지원 액수가 너무 적어서 그 결과로 행위를 바꾸게 될 사람들이 많지 않다면, 지원 규모를 적절하게 상향 조정할 필요가 있을 것이다. 이 질문에 대한 답을 얻기 위해 본 논문에서는 어떤 액수의 출산지원금이 지급되었을 때 출산율이 유의미하게 높아졌는지를 분석한다.

둘째, 어느 정도 수준의 현금지원이 가장 합리적일까? 정책의 효과가 긍정적이라고 해서, 현금지원 규모를 무한정 늘리는 방안은 합리적이라고 할 수는 없다. 현금지원에 재정부담이 있는 만큼 다른 잠재적인 정책을 포기해야 하는 기회비용이 존재하기 때문이다. 합리적인 재정지출 배분의 원칙 중 하나는 여러 정책에 대한 투자의 한계 효과(marginal effect)를 일치시키는 것이다. 이 원칙을 고려하기 위해서는 현금지원이 출산에 미치는 한계 효과가 지원금액에 따라 어떻게 변화하는지를 분석할 필요가 있다. 만약, 현재의 현금지원 규모가 정책의 한계 효과가 높아지는 구간에 위치한다면 현금지원 액수를 늘리는 것이 합리적일 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 선행 연구를 소개하고 선행 연구와의 차별성을 논한다. 제Ⅲ절에서는 분석방법으로 사용한 합성통제방법과 이중차분분석 방법, 시군구별 유배우 출산율 지표를 소개한다. 제Ⅳ절에서는 최초 지급 시 금액의 범위에 따른 효과 분석 결과와 추가 지급 시 금액의 범위에 따른 한계 효과를 분석한 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서 본 논문의 내용을 요약·정리하고, 정책적 시사점과 연구의 한계를 설명한다.

II. 선행 연구 및 차별성

우리나라 중앙정부의 저출산 대응 현금지원정책이 출산율에 미친 효과는 아직 실증적으로 검증된 바 없다. 그러나 상당수의 국외 사례들은 자녀를 가진 가구를 대상으로 하는 현금지원이 출산율을 높이는 효과를 발견한 바 있다. 캐나다의 일부 주에서 도입된 아동수당이 출산율을 높였다는 결과가 보고되었고(Mcnown and Ridao-cano, 2004; Milligan, 2005; Ang, 2015), 독일의 보편적 양육수당 지급이 둘째 자녀 출산에 유의하게 긍정적인 효과를 보였다(Riphahn and Wiyneck, 2017). 또한 스페인의 아동수당, 이스라엘의 출산지원금, 아르헨티나의 양육수당 지급 역시 출산율을 높인 것으로 나타났다(Gonzalez, 2023; Cohen *et al.*, 2013; Garganta *et al.*, 2017). 국가별 데이터를 분석한 연구들 역시 가족수당 증가가 합계출산율을 높였음을 보여 준다(Gauthier and Hatzius, 1997).

한국에서 현금지원이 출산율에 미친 효과에 관한 실증적인 증거는 대부분 지방자치단체를 대상으로 한 결과이다. 지자체의 출산지원금은 2000년대 중반 이후 빠르게 확산되면서 지역 간에 상당한 액수의 차이를 보여 어느 정도까지 그 인과적인 효과를 분석하는 것이 가능하다. 지자체 출산지원금 효과를 분석한 선행 연구들로부터 이미 알려진 사실들을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 지자체의 고정적인 특성들을 적절하게 통제한 분석 결과들은 현금지원이 출산율을 유의하게 높였지만, 그 효과는 크지 않았다. 박창우·송헌재(2014)의 연구는 일시금 방식의 출산지원금 평균 금액만큼의 증가가 첫째 및 둘째 자녀 수를 각각 2.63% 및 2.25% 늘렸다는 결과를 얻었다. Hong *et al.*(2016)의 연구는 출산지원금 1,000달러 증가가 조출생률을 4.4% 높인 것으로 나타났다. 김우영·이정만(2018)의 연구에 의하면 충청남북도의 출산지원금이 15~49세 여성인구의 유입과 출산율 제고에 모두 긍정적인 영향을 미쳤으며, 가임기 여성 순유입을 통제하더라도 출산지원금이 합계출산율 제고에 영향을 미쳤다. 이철희(2019)의 연구를 보면 유배우 출산율을 결과 지표로 이용할 때 지자체 출산지원금의 긍정적인 효과가 더 강하게 나타났다.

둘째, 현금지원은 첫째 자녀 출산율에 가장 강한 영향을 미쳤으며, 둘째와 셋째 이상으로 가면서 그 효과의 절대적인 규모가 작아지는 것으로 나타났다. 이철희(2019)의 연구 결과는 출산지원금이 특히 무배우 여성의 첫 자녀 출산에 강한 영향을 미쳤다. 한 자녀 여성의 두 번째 자녀 출산에는 유의하지만 비교적 작은

효과를 보였으며, 다자녀 여성의 출산에 미친 영향은 미미하였음을 보여 준다. Hong *et al.*(2016)과 이철희·이소영(2022)의 연구 결과도 유사한 결론을 나타냈다.

셋째, 현금지원이 출산에 미치는 긍정적인 효과가 근래에 들어 감소했을 가능성이 제기되지만, 큰 액수의 지원은 여전히 효과성을 갖는 것으로 보인다. 김현숙(2021)의 연구는 지자체 출산지원금이 2015년까지는 유배우 출산율을 높이는 효과가 있었으나, 2016년 이후에는 그 효과가 사라졌음을 보였다. 반면, 이철희·이소영(2022)의 연구는 2019년부터 4년에 걸쳐 총 1,440만 원을 지급한 강원도 육아기본수당 도입이 강원도의 유배우 출산율을 15~20% 증가시켰다는 결과를 얻었다.

마지막으로, 현금지원의 효과는 개인 혹은 가구의 사회경제적 특성에 따라 다르며, 특히 출산의 경계(margin)에 있을 것으로 추정되는 개인 혹은 가구에 더 긍정적인 것으로 나타났다. 이철희(2022)의 연구는 지자체 출산지원금 지급이 소득 중상위층의 합계출산율에 특히 더 긍정적인 효과가 있었음을 보여 준다. 직장가입자 소득 최상위 여성의 경우, 출산지원금의 효과가 발견되지 않았다. 이철희(2019)는 출산지원금이 유배우 출산율에 미친 양의 효과가 고학력 유배우 여성에게서 더 강하게 나타남을 보였다. 이러한 결과는 소득 중상위 계층과 고학력 여성들의 경우 어느 정도 자녀를 가질 수 있는 경제적인 여건이 갖추어져 있어서 현금지원정책에 더 민감하게 반응했을 가능성을 제기한다.

본 연구는 중앙정부의 현금지원정책을 개선하는 데 필요하거나 유용할 것으로 판단되지만, 선행 연구에서 충분히 밝혀지지 않은 몇 가지 문제들에 대한 답을 모색하기 위해 기존 연구와는 다음과 같은 점에서 차별화된 분석방법을 도입하였다. 첫째, 가시적인 정책 효과를 얻기 위한 최소한의 지원금액과 지원금 규모에 따른 정책의 한계 효과 변화를 추정하기 위해, 특정한 액수의 출산지원금 지급 효과를 분석할 수 있는 처치군과 대조군을 일일이 선별하여 분석에 이용하였다. 이는 가용한 전체 기간 및 지자체에 대한 데이터를 분석에 이용한 선행 연구들과는 차별된다. 둘째, 이미 현금이 지원되고 있는 지자체에 추가적인 중앙정부 현금지원 효과가 어떻게 달라지는지를 분석하기 위해 초기 시점의 출산지원금이 0이 아닌 시군구 중 추가적인 현금지원 규모에 따라 처치군과 대조군을 선별하여 분석에 이용하였다. 이는 추가적인 지원금의 한계 효과가 초기 시점의 지원 여부와 무관하다고 암묵적으로 가정한 선행 연구와는 차별적인 접근이다.

Ⅲ. 분석 대상 및 변수

1. 데이터 및 변수 설정

본 연구에서 종속변수는 25~39세 유배우 여성 조출생률, 30세 유배우 여성 합계출산율, 25세 유배우 여성 합계출산율을 사용하였다. 합성통제방법에서 패널의 균형을 맞추기 위해 사용된 변수는 유아 1,000명당 보육시설 수, 복지예산 비중, 지방세 징수액, 1인당 지방세 징수액이다. 이중차분방법에서 설명변수로 사용된 변수는 유아 1,000명당 보육시설 수, 복지예산 비중, 1인당 지방세 징수액이다. 유아 1,000명당 보육시설 수, 복지예산 비중, 지방세 징수액, 1인당 지방세 징수액 자료의 출처는 통계청(Kosis.kr)이다. 본 연구는 분석 기간을 비교적 최근인 2014~2020년으로 한정하였다. 지방세 징수액 데이터가 2020년까지만 제공되고 있어서 2021년 이후는 분석에 포함하지 않았다. 전국 총 238개의 시군구를 대상으로 데이터 세트를 구성하였고 <표 1>은 변수들에 대한 요약 통계량이다.

선행 연구에서는 저출산 대응정책의 효과를 평가하기 위해 전국 혹은 특정 지역의 출생아 수, 합계출산율, 조출생률 같은 출산율 지표를 사용하고 있다(박창우·송헌재, 2014; 김우영·이정만, 2018; Hong *et al.*, 2016; 김정호·홍석철, 2020). 본 연구에서는 정책의 성격을 고려하여 유배우 출산율을 출산 성과 지표로 사용하였다. 비록 최근 비혼 출산의 비중이 약 4%까지 증가하였으나, 분석 기

<표 1> 요약 통계량

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
25~39세 유배우 여성 조출생률	1,600	113.93	19.58	61.91	224.49
30세 유배우 여성 합계출산율	1,600	1.13	0.22	0.51	3.93
25세 유배우 여성 합계출산율	1,600	2.16	0.54	1.09	12.12
유아 1,000명당 보육시설 수	1,600	16.21	4.12	0.00	34.13
복지예산 비중	1,600	32.81	15.08	0.00	71.50
지방세 부담액	1,600	267,000,000	348,000,000	0.00	3,790,000,000
1인당 지방세 부담액	1,600	1,184.98	978.85	0.00	13,187.19
첫째 자녀 출산지원금 총액	1,600	987.55	2,411.25	0.00	16,760.00

간 비혼 출산은 전체 출생아 중 약 2%이다. 이러한 상황에서 합계출산율은 주로 유배우 여성 비율과 유배우 출산율에 의해 결정된다. 또한 신생아에 대한 현금지원정책은 결혼 결정보다 유배우 여성의 출산에 더 큰 영향을 미칠 것으로 보인다. 선행 연구에 따르면 지방자치단체의 출산지원금 지급은 합계출산율보다 유배우 출산율에 더 큰 양의 효과를 미쳤다(이철희, 2019; 이철희 · 이소영, 2022) 따라서 본 연구는 현금지원정책의 효과를 가장 뚜렷하게 보여 주는 유배우 출산율을 성과 지표로 사용한다.

유배우 출산율에 대한 공식적인 통계는 아직 없으므로, 이를 추정하기 위해서는 다양한 마이크로 데이터를 활용해야 한다. 본 연구는 선행 연구(이철희, 2012, 2018)의 방법을 사용하여 두 가지 종류의 데이터를 결합한 연령별 유배우 출산율을 추정하였다. 첫째, 인구동향조사에서 분자인 연령별 · 혼인상태별 여성의 출산 수를 계산하였다. 둘째, 인구센서스와 주민등록 자료 등 전 국민을 모집단으로 한 자료에서 분모인 연령별 · 혼인상태별 여성인구를 계산하였다. 유배우 출산율의 분자와 분모는 여성의 사회경제적 특성과 지역적 특성을 통해 연결하였다. 특히, 각 시군구 성별 · 연령별 · 혼인상태별 자료의 경우, 통계청에서 추계인구를 제공하지 않기 때문에 각 센서스 연도에 대한 분포를 계산한 다음, 이를 주민등록인구에 적용하여 계산한다. 센서스 연도가 아닌 연도에 대해서는 선형보간(linear interpolation) 기법을 이용하여 추정한다.

유배우 출산율을 평가하기 위해 사용한 두 가지 유형의 변수 중 하나는 25~39세 유배우 여성의 조출생률이다. 이 변수는 핵심 가임연령 유배우 여성 인구 대비 핵심 가임연령 유배우 여성 출생아 수를 의미하는데 가장 직관적으로 이해하기 쉽다는 장점이 있다. 그러나 시기와 지역별 유배우 여성인구의 연령구조에 영향을 받는다는 단점도 있다. 특히, 상대적으로 출산율이 높은 30대 초반 인구 비율이 높은 지역의 유배우 출산율이 상대적으로 과대평가 될 수 있는데 연령대를 넓힐수록 그 문제는 더 심각해진다. 연령대를 좁히면 연령구조 차이로 인한 편의는 축소할 수 있으나 유배우 출산율 지표 산출에서 제외되는 인구 비중이 늘어남다는 문제가 있다.

두 번째 유형의 변수는 25세, 30세 유배우 여성 합계출산율이다. 이 변수는 특정 나이에 유배우 상태가 되어 남은 가임기 동안 유배우 상태를 유지하는 가상의 여성인구가 낳게 될 아이의 수를 계산한 것이다. 25세에 유배우 상태에 진입한 여성의 유배우 합계출산율은 25세부터 49세까지의 연령별 유배우 출산율을 모두 합산하여 계산한다. 이 지표의 장점은 현재 대부분의 유배우 여성이 25세

이후 유배우 상태에 진입하기 때문에 대다수의 유배우 여성인구를 포괄한다는 점이다. 그러나 실제로 20대 후반 유배우 여성의 수는 비교적 소수이므로 20대 후반 유배우 여성의 출산율이 과대하게 대표된다는 문제점이 있다. 30세 유배우 여성 합계출산율은 현재 평균적인 유배우 여성들의 경험을 반영한다는 장점이 있다. 그러나 이 지표도 비교적 소수이지만 엄연히 존재하는 20대 유배우 여성의 출산율이 반영되지 않는다는 문제점이 있다.

2. 대조군과 처치군 선정

(1) 최초 지급 효과 분석

합성통제방법에서는 잠재적 대조군(donor pool)을 선정한 후, 가중치를 부여해 처치 시군구와 처치 이외의 특성이 유사한 가상의 대조 시군구를 생성한다. 처치 시군구와 잠재적 대조군을 선정하는 과정은 다음과 같다. 분석 대상으로 설정한 모든 시군구에 대해 5개 연도별로 분석 기간을 설정하였다.³⁾ 다섯 개 연도 중 세 번째 연도가 처치 시점이다. 출산지원금액 범위는 ① 100만 원 이상 300만 원 미만, ② 300만 원 이상 500만 원 미만, ③ 500만 원 이상 1,000만 원 미만, ④ 1,000만 원 이상으로 설정하였다. 각 분석 기간별로 각 출산지원금 범위에 해당하는 처치군과 대조군을 선정하였다. 처치군은 해당 범위의 출산지원금액이 처치 시점에 최초로 지급된 후 이후 분석 기간에 출산지원금액이 유지된 경우로 선정하였다. 대조군은 분석 기간에 출산지원금 지급이 이루어지지 않은 시군구이다.

(2) 추가 지급 효과 분석

추가 지급 효과 분석의 경우에도 5개 연도별로 분석 기간을 설정하였다. 최초 지급 효과 분석과 같이 다섯 개 연도 중 세 번째 연도가 처치 시점이다. 추가 지급 금액 범위는 ① 100만 원 이상 300만 원 미만, ② 300만 원 이상 500만 원 미만, ③ 500만 원 이상 1,000만 원 미만, ④ 1,000만 원 이상 5,000만 원 미

3) 2014~2018년, 2015~2019년, 2016~2020년과 같이 5개 연도별로 구분하고 각각을 분석 기간으로 설정하였다. 2021년 지방세 징수액 데이터가 제공되지 않는 관계로 마지막 5개년에 대해서는 4개년의 분석 기간을 사용해 2017~2020년을 분석 기간으로 설정하였다.

만, ⑤ 5,000만 원 이상이다. 처치군은 분석 기간 중 첫 번째 연도에 출산지원금이 지원되고 있었고 처치 시점에 해당 범위의 금액이 증액되었으며 처치 시점 이외의 기간에는 지원금액의 변동이 없었던 시군구이다. 대조군은 분석 기간 중 첫 번째 연도에 출산지원금이 지원되고 있었고 해당 분석 기간에 출산지원금 금액 변동이 없었던 시군구이다.

3. 분석 모형

정책의 인과적인 효과를 추정하기 위해서는 관찰하고자 하는 정책 이외의 다른 특성들이 모두 같아지도록 처치군과 대조군을 설정할 필요가 있다. 근래에는 이러한 조건을 최대한 충족시키기 위해 개발된 합성통제방법(Synthetic Control Method: SCM)이 전통적으로 이중차분 분석방법을 도입했던 주제에 대한 연구에 널리 이용되고 있다.

합성통제방법은 Abadie and Gardeazabla(2003)의 연구에서 처음 소개되었다. 이 방법은 반사실적 추론(counterfactual)을 제공하기 위해 처치가 없었던 단위들의 가중평균으로 합성 대조군을 구성한 뒤, 처치군과 합성 대조군의 비교를 통해 정책의 효과를 추정하는 방법이다.

전통적인 이중차분 분석에서는 일반적으로 처치군과 대조군의 평균적인 결과 지표 변화가 비교된다. 그러나 여기에는 연구자가 보려고 하는 정책 이외의 다른 사회경제적, 정책적 변화의 차이가 반영되어 있을 수 있다. 이 문제를 완화하기 위해 결과 지표에 영향을 미칠 수 있는 다양한 특성들을 선정하고, 이 특성들의 정책 시행 이전 추이(pre-trend)가 처치군의 그것과 같아지도록 대조군 내 각각의 지자체에 가중치를 부여한다. 이러한 방법은 출산율에 영향을 미칠 수 있는 다른 특성들은 유사하지만, 출산지원금 여부만 달랐던 지자체들의 출산율 변화를 비교할 수 있게 해준다.

합성통제방법을 계량모형으로 설명하면 다음과 같다. 총 $J+1$ 개의 관찰지역 중 J 개는 처치를 받지 않은 지역들로 대조 후보군(donor pool)에 해당되고 1개의 지역만 처치를 받은 지역으로 가정한다.

이때 Y_{it}^N 는 정책의 개입이 없을 때 단위 $i(i=1, \dots, J+1)$ 의 시점 t ($t=1, \dots, T$)에서 관찰되는 결과이다. T_0 는 정책 개입 시점이며 정책 개입 이전 기간(pre-treatment periods)은 T_0 개가 있다($1 \leq T_0 < T$). Y_{it}^J 는 단위 i 가

$T_0 + 1$ 시점부터 T 시점까지 정책 개입에 노출되었을 경우, 단위 i 의 t 시점에서 관찰되는 결과이다. 따라서 정책은 개입 이전 시점에 영향을 미치지 않으며, 그 결과 $t \in \{1, \dots, T_0\}$, $i \in \{1, \dots, N\}$ 에서 $Y_{it}^J = Y_{it}^N$ 가 된다.

$\alpha_{it} = Y_{it}^J - Y_{it}^N$ 를 단위 i 가 시점 t 에 얻는 정책 개입 효과라고 하자. D_{it} 는 단위 i 가 t 시점에 정책 개입에 노출되었을 경우 1의 값을 갖는 지표라고 하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_{it} = Y_{it}^N + \alpha_{it}D_{it} \quad (1)$$

첫 번째 지역만 T_0 ($1 \leq T_0 < T$) 시점 이후에 정책 개입에 노출되므로 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } i = 1 \text{ and } t > T_0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

여기서 $(\alpha_{1T_0+1}, \dots, \alpha_{1T})$ 를 추정하는 것이 합성통제방법의 목표이다.

모든 $t > T_0$ 에 대해서 $\alpha_{1t} = Y_{1t}^J - Y_{1t}^N = Y_{1t} - Y_{1t}^N$ 인데 Y_{1t}^J 는 관찰 가능하므로 α_{1t} 을 추정하기 위해서는 Y_{1t}^N 을 추정해야 한다. 추정을 위해 $Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \epsilon_{it}$ 와 같은 요소모형(factor model)을 가정한다.

δ_t 는 시간 고정 효과이고 Z_i 는 정책 개입의 영향을 받지 않는 관찰된 공변량들의 $(r \times 1)$ 벡터이다. θ_t 는 알려지지 않은 모수들의 $(1 \times r)$ 벡터이다. 또한 λ_t 는 관찰 불가능한 공통 요소(common factors)들의 $(1 \times F)$ 벡터이고, μ_i 는 알려지지 않은 요소 부하량(factor loading)의 $(F \times 1)$ 벡터이다. ϵ_{it} 는 지역 단위 수준에서 관찰되지 않는 평균 0의 일시적 충격을 나타내는 오차항이다.

이 모형은 패널고정효과모형(panel fixed effects model)이나 그 특수형태인 이중차분모형(difference-in-differences)보다 일반화된 모형이다.

$$\begin{aligned} Y_{it}^N &= \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \epsilon_{it} \\ Y_{it}^J &= Y_{it}^N + \alpha_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

즉, 패널고정효과모형은 μ_t 의 효과가 시간 불변인 반면, 합성통제모형은 위 요소 모형에서 관찰 불가능한 교란 요인(unobserved confounder)인 μ_t 의 효과가 시간에 따라서 λ_t 를 통해서 변화하도록 허용한다. 따라서 합성통제방법을 통해 시간에 의존하는 관찰 불가능한 요인이 있는 상황에서도 처치 효과를 추정할 수 있으며 누락변수 편의에 의한 내생성 문제를 해결할 수 있다.

$j = 2, \dots, J+1$ 이고 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ 에 대해 $w_j \geq 0$ 일 때, $(J \times 1)$ 의 가중치 벡터를 $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ 로 가정한다. 이때 각각의 벡터 W 의 특정 값은 잠재적 합성 대조군을 나타낸다. 따라서 W 로 표기되는 각각의 합성 대조군에 대한 결과변수는 다음과 같다.

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \epsilon_{jt} \quad (4)$$

아래의 조건을 만족하는 $(w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$ 가 있다고 가정하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j1} &= Y_{1T}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{2T}, \dots, \\ \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_0} &= Y_{1T_0} \text{ and } \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1 \end{aligned} \quad (5)$$

정규 조건들이 만족되고 정책 개입 전 기간이 일시적 충격의 크기에 비해 충분히 크면, 처치군과 대조군 결과변수의 평균적 차이(수식 (6) 우변의 평균)는 0에 근사한다(Abadie *et al.*, 2010). 따라서 $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$ 에 대해 α_{1t} 의 추정치는 다음과 같다.

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \quad (6)$$

수식 (5)는 $(Y_{1T}, \dots, Y_{1T_0}, Z_1)$ 이 $\text{convex hull}\{(Y_{21}, \dots, Y_{2T_0}, Z_2'), \dots, (Y_{J+11}, \dots, Y_{J+1T_0}, Z_{J+1})\}$ 에 속할 때만 성립한다. 현실에서 식 (5)를 정확히 만족하는 가중치 벡터는 존재하지 않는다. 따라서 식 (5)가 대략적으로 성립할

수 있도록 합성 통제군을 이루는 대조집단이 선택된다.

출산지원금이 각 시군구의 출산을 변화에 미친 영향을 추정할 경우, X_1 은 처치 단위의 출산보조금 지원 이전 특성들을 모은 ($K \times 1$) 벡터, 그리고 X_0 는 대조군의 출산보조금 지원 이전 특성들을 모은 ($K \times J$) 매트릭스이다. 이때 각 시군구의 특성은 출산지원금 보조 이전 각 시군구의 유아 1,000명당 보육시설 수, 복지예산 비중, 1인당 지방세 등이 포함될 수 있다. 합성대조방법에서는 X_1 과 X_0W 의 거리인 $\|X_1 - X_0W\|$ 를 최소화하는 W 가 선택된다.

합성통제집단이 잘 구성되었는가 평가하는 방법은 다음과 같다. 처치 이전의 관측 기간에 대해 처치집단의 관측변수와 합성통제집단의 관측변수, 이 두 변수의 추세가 동일한 정도를 평균 제곱근 예측오차(RMSPE)로 판단하며, RMSPE가 작을수록 두 집단의 추세가 동일한 것에 가깝다.

한편, 합성통제방법은 시군구 하나하나의 출산지원금 효과를 시각적으로 파악하기에 유용하나 해당 지원금액의 평균적인 효과를 알기 어렵다. 같은 금액을 지원받는 시군구도 반대 방향의 결과가 나타날 수 있으며 이 경우 해당 금액의 효과를 설명하기 어려울 수 있다. 이와 같은 합성통제방법의 단점을 보완하기 위해, 위에서 설명한 바와 같이 2014~2020년 시군구별 데이터로부터 추출한 처치군과 대조군을 이용하여 아래의 식과 같은 이중차분모형을 추정하였다.

$$F_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t}^{\text{정책 이후}} + \beta_2 D_{i,t}^{\text{처치 지자체}} + \beta_3 (D_{i,t}^{\text{정책 이후}} \times D_{i,t}^{\text{처치 지자체}}) + \beta_4 X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

이 식에서 i 와 t 는 각각 시군구와 연도를 나타내는 첨자이며, F 는 출산율 지표, $D^{\text{처치 지자체}}$ 는 특정 액수 출산지원금 신규 지급 지자체 더미변수, $D^{\text{정책 이후}}$ 는 신규 출산지원금 지급 이후 연도 더미변수, X 는 유배우 출산율에 영향을 미칠 수 있는 각 시군구의 특성들, μ 는 관찰할 수 없는 시군구의 고정적인 특성, ϵ 는 고전적인 선형회귀모형의 통상적인 오차항을 나타낸다.

이와 같은 통상적인 이중차분 회귀분석 방법은 특정한 액수의 출산지원금을 지급한 정책 효과의 규모와 그 효과의 통계적 유의성을 추정할 수 있다는 장점이 있다. 반면, 평행추세(parallel trend) 가정이 충족되지 않는 경우, 추정 결과의 신뢰성을 담보하기 어렵다는 것이 단점이다. 따라서 합성통제방법 분석 결과와 이중차분 회귀분석 결과를 보완적으로 검토하여 해석하는 것이 합리적이다.

IV. 분석 결과 및 해석

1. 결과 예시

개별 시군구의 출산지원금 효과를 확인하기 위해 합성통제방법을 사용한 분석 결과를 먼저 확인한 후, 평균적인 출산지원금 효과를 확인하기 위하여 이중차분 방법을 살펴보았다. 합성통제방법은 잠재적 대조집단에 가중치를 부여하여 합성 통제 시군구를 생성한다. 아래 <표 2>는 2019년에 300만 원 이상 500만 원 미만의 출산지원금이 최초 지급되었던 서울 동작구의 잠재적 대조집단에 대해 가중치를 부여하여 합성통제 시군구를 생성한 사례이다. <표 3>을 보면, 이렇게 만들어진 합성통제 시군구의 예측변수 평균은 처치군의 평균과 잘 부합한다.

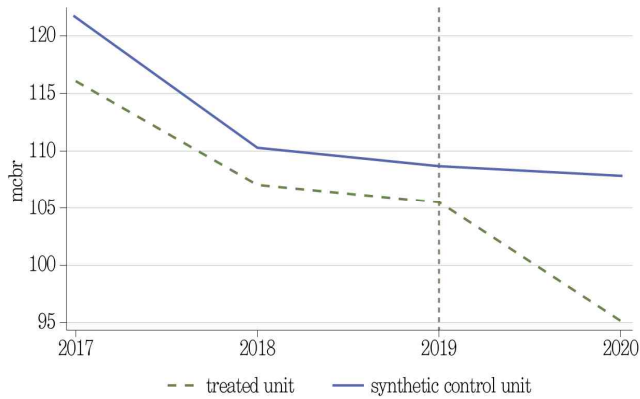
<표 2> 각 시군구 가중치(서울 동작구의 대조군: 패널 A)

시군구 코드	가중치	시군구 코드	가중치	시군구 코드	가중치
11040	0.143	22030	0.021	31180	0.010
11090	0.017	22040	0.054	31200	0.006
11110	0.013	22060	0.024	31210	0.006
11150	0.014	22070	0.263	31220	0.005
11170	0.018	31010	0.005	31240	0.004
11240	0.010	31050	0.008	31260	0.006
22020	0.361	31120	0.008	31270	0.004

<표 3> 예측변수들의 균형

변수명	처치군	합성통제군
유아 1,000명당 보육시설 수	14.025	14.0331
복지예산 비율	55.7	55.67907
지방세 징수액	420,000,000	419,000,000
1인당 지방세 징수액	1,063.39	1,063.51

〈그림 1〉 서울 동작구 25~39세 유배우 여성 조출생률

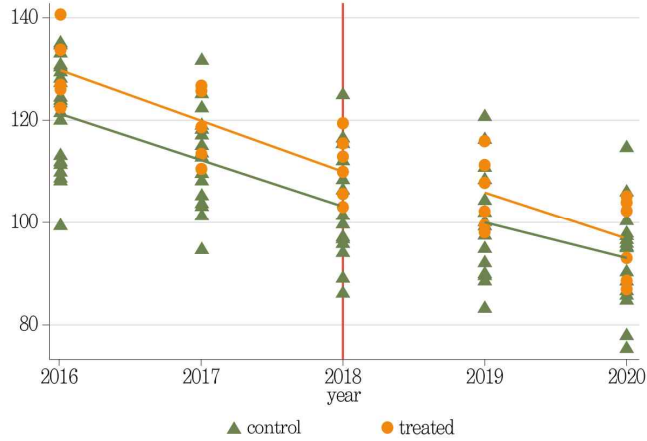


만들어진 합성통제 시군구로 분석한 결과는 〈그림 1〉과 같이 나타난다. 실제 서울 동작구의 25~39세 유배우 여성 조출생률이 실선으로, 합성통제 시군구의 25~39세 유배우 여성 조출생률은 점선으로 나타나는데 점선에 비해 실선의 추세가 어떻게 달라지는가를 보면 처치 효과를 알 수 있다. 여기서는 2019년을 기준으로 점선은 큰 기울기로 하락하는 추세를 그리고 있으나 실선은 완만한 기울기로 하락하는 추세를 보이므로 처치 효과가 나타난다고 볼 수 있다.

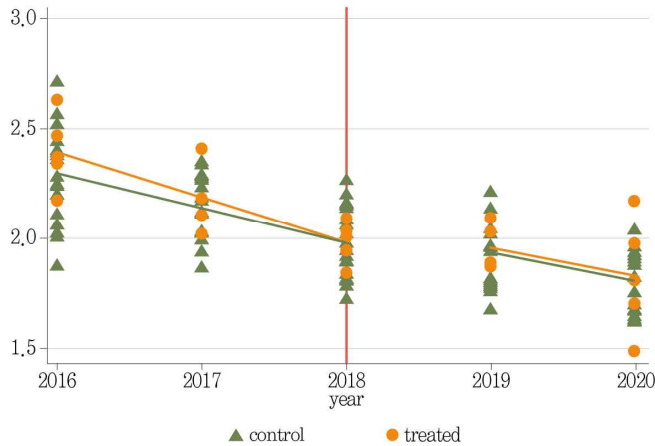
위와 같은 방법으로 처치 시점이 2016년, 2017년, 2018년, 2019년(전체 분석 기간은 2014~2020년)인 시군구를 대상으로 (1) 최초 지급 효과와 (2) 추가 지급 효과를 분석한 결과를 표로 정리하였다. 출산지원금 범위에 따라 처치 다음 연도에 출산지원금 지급이 출산율의 하강 추세를 상승 추세로 바꾸는 효과가 있는 시군구, 처치 다음 연도에 상승 국면에서 상승하는 추세를 강화하거나 하강 국면에서 하락하는 추세를 완화하는 효과가 있는 시군구, 처치 후 다음 연도에 효과가 없는 시군구로 분류하였다.

한편, 이중차분모형에 의한 정책 효과는 〈그림 2〉와 같이 처치군과 대조군의 정책 시행 이전 추세가 평행해야 한다는 것을 전제로 한다. 평행 추세 가정을 검증한 결과, 일부는 평행 추세 가정이 충족되지 않는 것으로 나타났다. 평행 추세 가정이 충족된다고 판단되는 회귀분석과 그렇지 않은 회귀분석은 각 분석결과표 하단의 평행 추세 가정에 각각 “P”와 “NP”로 표시하였다.

〈그림 2〉 평행 추세 가정 만족하는 사례



〈그림 3〉 평행 추세 가정 만족하지 않는 사례



2. 최초 지급 효과 분석 결과

최초 지급 사례는 해당 시군구에서 출산지원금을 지급하지 않다가 처치 시점에 처음으로 출산지원금을 지급한 경우이다. 잠재 대조군에 해당하는 시군구는 분석 기간 시작 연도에 출산지원금이 0원이고 분석 기간 0원을 유지한 시군구이다. 〈표 4〉, 〈표 5〉, 〈표 6〉은 전국 데이터를 이용하여 특정한 범위의 출산지원금 지급이 세 가지 유배우 출산율 지표 각각에 미친 효과를 합성통제방법으로

추정한 결과이다. 합성통제방법의 장점은 처치 시군구가 하나만 존재해도 분석이 가능하다는 점이다. 따라서 2016년, 2017년, 2018년, 2019년에 출산지원금이 최초로 지급된 시군구 중 이중차분 분석에서 제외된 시군구도 포함하였다.

각 시군구에서 금액 범위별로 출산지원금 최초 지급이 25~39세 유배우 여성 조출생률을 증가시켰는지가 <표 4>에 나타나 있다. 100만 원 이상 300만 원 미만의 출산지원금 지급은 17개 시군구 중 8개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 있는 것으로 나타났고 9개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없는 것으로 나타났다. 300만 원 이상 500만 원 미만의 최초 지원은 7개의 시군구 중 3

〈표 4〉 합성통제방법에 의한 출산지원금 최초 지급 효과
(25~39세 유배우 여성 조출생률)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만	(2) 300만 원 이상 500만 원 미만	(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만	(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구(역방향)	전북 고창(2017)			전북 부안(2016) 경기 의왕시(2018)
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구(기울기)	서울 영등포구(2017) 부산 금정구(2017) 경남 양산(2017) 서울 성북구(2016) 서울 강동구(2016) 서울 강서구(2019) 서울 관악구(2019)	서울 동작구(2019) 대전 서구(2019) 경기 광주시(2019)	경기 시흥시(2018) 경기 평택시(2019)	인천 중구(2018) 경기 안양시(2018)
처치 후 다음 연도에 효과 없는 시군구	서울 광진구(2018) 서울 강남구(2017) 경북 구미(2016) 서울 중랑구(2019) 서울 도봉구(2019) 서울 은평구(2019) 대구 남구(2019) 전북 전주시(2018) 서울 중구(2017)	서울 종로구(2019) 대전 유성구(2019) 전북 정읍(2016) 경기 성남시(2019)	경기 동두천시(2018) 경남 창원시(2018) 경기 광주시(2019)	경남 고성(2016) 충남 아산시(2019) 인천 연수구(2018) 경기 연천군(2018) 인천 남동구(2018) 경기 가평군(2018)

주: 각 시군구 옆에 표기된 연도는 처치 시점임. ‘역방향’은 합성통제집단은 음의 방향으로 출산율이 떨어지나 처치군은 양의 방향으로 출산율이 증가하는 효과가 나타난 경우를 의미함. ‘기울기’는 효과는 있으나 합성통제집단의 출산율이 상승하는 경우 처치군의 출산율은 더 가파르게 증가하거나, 합성통제집단의 출산율이 감소하는 경우 처치군의 출산율은 더 완만하게 감소하는 경우를 의미함.

〈표 5〉 합성통제방법에 의한 출산지원금 최초 지급 효과
(30세 유배우 여성 합계출산율)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만	(2) 300만 원 이상 500만 원 미만	(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만	(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구(역방향)	전북 전주시(2018) 전북 고창(2017)		경기 동두천시(2018)	전북 부안(2016) 경기 의왕시(2018)
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구(기울기)	서울 중구(2017) 부산 금정구(2017) 경남 양산(2017) 서울 성북구(2016) 서울 강서구(2019) 서울 관악구(2019)	서울 동작구(2019) 대전 서구(2019) 대전 유성구(2019)	경기 시흥시(2018) 경남 창원시(2018) 경기 평택시(2019)	충남 아산시(2019) 경기 안양시(2018)
처치 후 다음 연도에 효과 없는 시군구	서울 광진구(2018) 서울 강남구(2017) 경북 구미(2016) 서울 중랑구(2019) 서울 도봉구(2019) 대구 남구(2019) 서울 영등포구(2017) 서울 강동구(2016) 서울 은평구(2019)	서울 종로구(2019) 경기 성남시(2019) 경기 광주시(2019) 전북 정읍(2016)	경기 광주시(2019)	인천 중구(2018) 인천 연수구(2018) 인천 남동구(2018) 경기 연천군(2018) 경기 가평군(2018) 경남 고성(2016)

주: 〈표 4〉와 동일함.

개의 시군구에서 처치 다음 연도에 긍정적인 효과가 나타났고 4개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없었다. 500만 원 이상 1,000만 원 미만 출산지원금을 최초로 지급하는 경우, 5개의 시군구 중 2개의 시군구에서 처치 후 다음 연도에 효과가 있었고 3개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없었다. 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만 최초 지원은 10개 시군구 중 4개 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 나타났고 6개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없었다.

출산지원금이 최초로 지급될 때, 금액 범위별로 30세 유배우 여성 합계출산율 증가에 어떤 영향을 미쳤는지는 〈표 5〉에 나타난다. 100만 원 이상 300만 원 미만의 출산지원금 최초 지급은 17개 시군구 중 8개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 있는 것으로 나타났고 9개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없는 것으로 나타났다. 300만 원 이상 500만 원 미만 최초 지원은 7개의 시군구

중 3개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 있었고 4개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없었다. 500만 원 이상 1,000만 원 미만 출산지원금을 최초로 지급하는 경우, 5개의 시군구 중 4개의 시군구에서 처치 후 다음 연도에 효과가 있는 것으로 나타났고 1개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없는 것으로 나타났다. 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 최초 지원은 10개 시군구 중 4개 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 있었고 6개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없었다.

마지막으로 출산지원금이 최초로 지급될 때, 금액 범위별로 25세 유배우 여성 합계출산율 증가에 어떤 영향을 미쳤는지는 <표 6>에 나타난다. 100만 원 이상 300만 원 미만의 출산지원금 최초 지급은 17개 시군구 중 7개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 있는 것으로 나타났고 10개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없는 것으로 나타났다. 300만 원 이상 500만 원 미만 최초 지원은

**<표 6> 합성통제방법에 의한 출산지원금 최초 지급 효과
(25세 유배우 여성 합계출산율)**

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만	(2) 300만 원 이상 500만 원 미만	(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만	(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구(역방향)	서울 영등포구(2017) 전북 고창(2017)	서울 동작구(2019)	경기 평택시(2019)	전북 부안(2016)
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구(기울기)	부산 금정구(2017) 경남 양산(2017) 서울 성북구(2016) 서울 강동구(2016) 서울 강서구(2019)	대전 서구(2019) 경기 성남시(2019) 경기 광주시(2019)	경기 동두천시(2018) 경기 광주시(2019)	충남 아산시(2019) 인천 중구(2018) 경기 의왕시(2018)
처치 후 다음 연도에 효과 없는 시군구	서울 광진구(2018) 서울 중구(2017) 서울 강남구(2017) 경북 구미(2016) 서울 중랑구(2019) 서울 도봉구(2019) 서울 은평구(2019) 서울 관악구(2019) 대구 남구(2019) 전북 전주시(2018)	서울 종로구(2019) 대전 유성구(2019) 전북 정읍(2016)	경기 시흥시(2018) 경남 창원시(2018)	인천 연수구(2018) 인천 남동구(2018) 경기 안양시(2018) 경기 연천군(2018) 경남 고성(2016) 경기 가평군(2018)

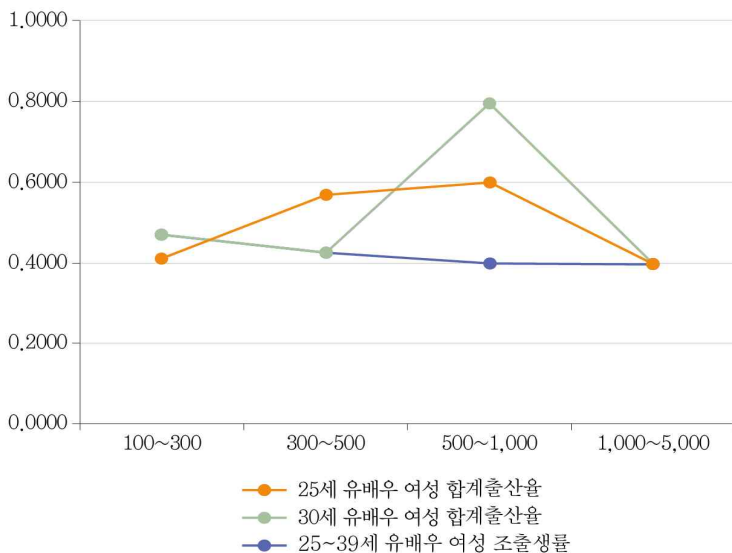
주: <표 4>와 동일함.

7개의 시군구 중 4개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 있었고 3개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없었다. 500만 원 이상 1,000만 원 미만 출산 지원금을 최초로 지급하는 경우, 5개의 시군구 중 3개의 시군구에서 처치 후 다음 연도에 효과가 있는 것으로 나타났고 2개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없는 것으로 나타났다. 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만 최초 지원은 10개 시군구 중 4개 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 있었고 6개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 없었다.

위의 내용을 그래프를 나타내면 <그림 4>, <그림 5>와 같다. <그림 4>를 보면 25세, 30세 유배우 여성 합계출산율은 500만 원 이상 1,000만 원 미만 범위에서 효과가 나타난 시군구의 비중이 가장 높았고 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만에서는 그 비중이 감소하였다. <그림 5>를 보면 25세, 30세 유배우 여성 합계출산율은 1,000만 원에서 5,000만 원 미만에서 추이를 바꿀 정도로 효과가 큰 시군구의 비중이 가장 높게 나타났다.

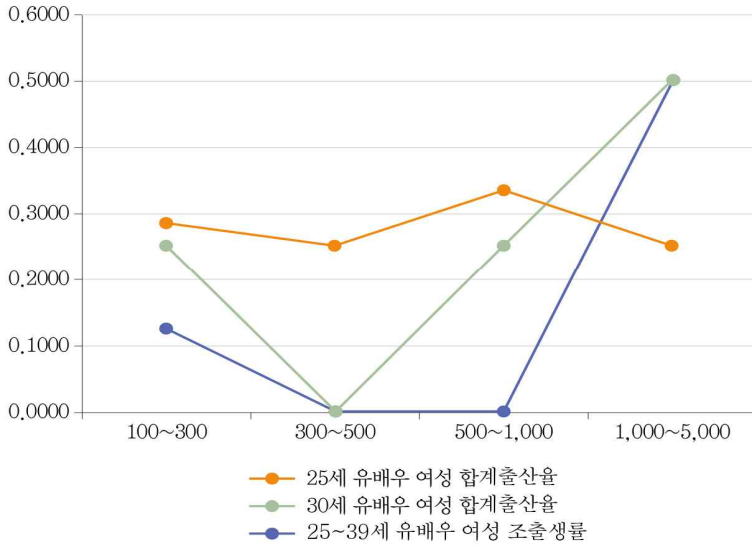
<그림 4> 최초 지급 후 다음 연도에 효과 유무에 따른 비중

(=효과가 있는 시군구의 개수/효과가 있는 시군구의 개수+효과가 없는 시군구의 개수)



〈그림 5〉 최초 지급 후 다음 연도에 효과 크기에 따른 비중

(=추이를 바꿀 정도로 효과가 큰 시군구의 개수/효과가 있는 시군구의 개수)



평균적인 출산지원금의 효과를 알아보기 위해 이중차분방법을 사용한다. 〈표 7〉, 〈표 8〉, 〈표 9〉는 범위별 출산지원금이 세 가지 유배우 출산율 지표 각각에 미친 순효과를 보여 준다.

〈표 7〉 이중차분에 의한 출산지원금 최초 지급 효과(25~39세 유배우 여성 조출생률)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만		(2) 300만 원 이상 500만 원 미만		(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만		(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만	
	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값
	처치군× 지급 이후	4.5481 (2,8061)	0.1050	1,4731 (2,4799)	0.5530	4,3823 (3,7404)	0.2410	7,3567 (2,6159)
처치군	-0.4550 (5,1393)	0.9290	6,5449 (4,2703)	0.1250	-5,2510 (5,9491)	0.3770	0,1051 (4,6805)	0.9820
지급 이후	-26.4026 (1,1010)	<0.001	-9,3058 (1,2501)	<0.001	-18,0074 (1,3675)	<0.001	-17,5485 (1,3383)	<0.001
유아 1,000명당 보육시설 수	-2,8623 (0,3150)	<0.001	-2,0075 (0,4906)	<0.001	0,0805 (0,3688)	0,8270	0,3323 (0,3892)	0,3930
복지예산 비중	-0,2899 (0,1085)	0,0080	-0,0756 (0,1131)	0,5040	0,1669 (0,1262)	0,1860	0,0707 (0,1206)	0,5580

1인당 지방세 징수액	-0.00004 (0.0006)	0.9500	-0.0022 (0.0015)	0.1540	0.0009 (0.0020)	0.6640	0.0012 (0.0015)	0.4230
절편	190.2096 (8.1465)	<0.001	145.5172 (10.7524)	<0.001	106.9350 (9.9667)	<0.001	106.3169 (9.7389)	<0.001
N	235		108		120		140	
R-square	0.4893		0.3264		0.4609		0.3358	
Wald	702.23	<0.001	141.06	<0.001	197.03	<0.001	211.48	<0.001
평행 추세 가정	P		P		P		NP	

주: 분석 기간은 모형 (1)은 2015~2019년, 모형 (2)는 2017~2020년, 모형 (3)은 2016~2020년, 모형 (4)는 2016~2020년이며 처치군은 초기 액수가 0이며 처치 시점에 모형별 범위의 출산지원금이 지급된 후 유지된 집단, 대조군은 초기 액수 0이 유지된 집단으로 설정하였음.

〈표 8〉 이중차분에 의한 출산지원금 최초 지급 효과(30세 유배우 여성 합계출산율)

변수	(2) 100만 원 이상 300만 원 미만		(3) 300만 원 이상 500만 원 미만		(4) 500만 원 이상 1,000만 원 미만		(5) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만	
	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값
처치군× 지급 이후	0.0719 (0.0263)	0.0060	0.0055 (0.0242)	0.8200	0.0684 (0.0355)	0.0540	0.0638 (0.0276)	0.0210
처치군	0.0084 (0.0542)	0.8770	0.0920 (0.0545)	0.0910	-0.0768 (0.0701)	0.2740	0.0045 (0.0517)	0.9300
지급 이후	-0.1998 (0.0106)	<0.001	-0.0643 (0.0124)	<0.001	-0.1394 (0.0132)	<0.001	-0.1379 (0.0143)	<0.001
유아 1,000명당 보육시설 수	-0.0282 (0.0032)	<0.001	-0.0245 (0.0057)	<0.001	-0.0004 (0.0039)	0.9150	0.0001 (0.0042)	0.9730
복지예산 비중	-0.0001 (0.0011)	0.9600	0.0005 (0.0013)	0.6700	0.0035 (0.0014)	0.0110	0.0031 (0.0013)	0.0170
1인당 지방세 징수액	0.000003 (0.000006)	0.5610	-0.00001 (0.00002)	0.4280	-0.000005 (0.00002)	0.8120	0.000009 (0.00002)	0.5600
절편	1.7423 (0.0807)	<0.001	1.4900 (0.1202)	<0.001	1.0356 (0.1026)	<0.001	1.0251 (0.1045)	<0.001
N	235		108		120		140	
R-square	0.4162		0.2899		0.4030		0.3202	
Wald	394.83	<0.001	94.12	<0.001	119.87	<0.001	103.63	<0.001
평행 추세 가정	P		P		P		NP	

주: 〈표 7〉과 동일.

〈표 9〉 이중차분에 의한 출산지원금 최초 지급 효과(25세 유배우 여성 합계출산율)

변수	(2) 100만 원 이상 300만 원 미만		(3) 300만 원 이상 500만 원 미만		(4) 500만 원 이상 1,000만 원 미만		(5) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만	
	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값
처치군× 지급 이후	-0.0169 (0.0597)	0.7780	0.0202 (0.0534)	0.7040	0.0890 (0.0783)	0.2560	0.0572 (0.0561)	0.3080
처치군	-0.0297 (0.0943)	0.7530	0.0837 (0.0620)	0.1770	-0.0714 (0.0909)	0.4320	-0.0271 (0.0744)	0.7160
지급 이후	-0.4494 (0.0227)	<0.001	-0.1658 (0.0262)	<0.001	-0.3258 (0.0281)	<0.001	-0.3179 (0.0284)	<0.001
유아 1,000명당 보육시설 수	-0.0506 (0.0061)	<0.001	-0.0259 (0.0075)	0.001	-0.0076 (0.0062)	0.2190	0.0037 (0.0072)	0.6040
복지예산 비중	-0.0047 (0.0020)	0.0200	-0.0001 (0.0018)	0.9380	0.0034 (0.0020)	0.0960	0.0036 (0.0021)	0.0880
1인당 지방세 징수액	0.00002 (0.00001)	0.1570	-0.0001 (0.00002)	0.0130	0.00002 (0.00004)	0.5360	0.00001 (0.00003)	0.6330
절편	3.4923 (0.1597)	<0.001	2.5381 (0.1735)	<0.001	2.1846 (0.1779)	<0.001	1.9872 (0.1834)	<0.001
N	235		108		120		140	
R-square	0.5051		0.3978		0.5195		0.3828	
Wald	485.96	<0.001	94.68	<0.001	144.01	<0.001	155.58	<0.001
평행 추세 가정	P		P		P		NP	

주: 〈표 7〉과 동일.

효과의 규모를 평균적으로 살펴보면, 25~39세 유배우 여성 조출생률과 30세 유배우 합계출산율에 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만 최초 지급이 통계적으로 유의하게 양의 영향을 미친다. 또한 30세 유배우 여성 합계출산율에 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 최초 지원이 통계적으로 유의한 양의 영향을 미친다. 그러나 30세 유배우 여성 합계출산율에 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 최초 지원이 미치는 효과가 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 최초 지원이 미치는 효과보다 더 큰 것으로 나타나 한계 효과가 있음을 보여 준다.

위의 결과를 종합해 보면, 출산지원금의 최초 지급 효과는 시군구별 상황에 따라 그 효과가 일관되지 않게 나타난다. 그러나 대체로 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 구간에서는 작은 효과라도 효과가 나타나는 경우의 비중이 높았고 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 구간에서는 효과가 나타난다면 그 효과는

추이를 바꿀 정도로 큰 효과인 경우의 비중이 높았다. 효과가 나타나는 시군구의 비중과 효과의 크기를 모두 고려하여 평균적인 효과를 추정해 보면, 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 구간에서의 효과가 유의하며 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 최초 지원 시 가장 적절한 지원 구간은 500만 원 이상 1,000만 원 미만 구간이다.⁴⁾

3. 추가 지급 효과 분석 결과

추가 지급 효과 분석에서 처치군은 분석 기간 전부터 이미 출산지원금을 지급하고 있었으나 처치 시점에 지원금액을 증가한 후 유지한 시군구이다. 잠재 대조군에 해당하는 시군구는 분석 기간 시작 연도에 출산지원금이 0원이 아니고 분석 기간 지원금액을 변경하지 않고 유지한 시군구이다. <표 10>~<표 12>는 전국 데이터를 이용하여 특정한 범위의 출산지원금 추가 지급이 세 가지 유배우 출산율 지표 각각에 미친 효과를 추정한 결과이다. 합성통제방법은 처치 시군구가 하나만 존재해도 충분한 수의 대조 시군구가 있다면 분석이 가능하다. 따라서 2016년, 2017년, 2018년, 2019년에 출산지원금이 추가 지급된 시군구 중 이중차분 분석에서 제외된 시군구도 포함하였다.

<표 10>에서 25~39세 유배우 여성 조출생률을 기준으로 볼 때, 100만 원 이상 300만 원 미만을 추가 지급할 경우, 처치 바로 다음 연도에 효과가 나타나는 시군구는 총 5개 중 3개이고 효과가 없는 시군구는 3개이다. 300만 원 이상 500만 원 미만 출산지원금을 추가 지급하는 경우, 총 4개의 시군구 중 처치 바로 다음 연도에 효과가 나타나는 시군구는 2개이고 효과가 없는 시군구는 2개이다. 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 추가 지급은 총 7개의 시군구 중 3개의 시군구에서 25~39세 유배우 여성 조출생률에 처치 다음 연도에 긍정적인 영향을 미치고 4개의 시군구에서 긍정적인 영향을 미치지 않는다. 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 추가 지급은 총 14개의 시군구 중 7개의 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 나타났고 7개의 시군구에서 효과가 나타나지 않았다. 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 추가 지급으로 인해 효과가 나타난 시군구는 모두 출산율의 추이를 변화시킬 정도로 효과의 규모가 컸다. 마지막으로 5,000만 원 이상 추가 지급은 6개의 시군구 중 4개의 시군구에서 효과가 나타났고 2개의 시군구

4) 가입 연령(25~39세) 여성의 순유입률을 통제변수로 추가한 분석 결과에서 금액 구간별로 처치 효과의 유의성은 동일하게 나타나고 그 크기도 거의 유사한 것으로 나타났다.

〈표 10〉 합성통제방법에 의한 출산지원금 추가 지급 효과
(25~39세 유배우 여성 조출생률)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만	(2) 300만 원 이상 500만 원 미만	(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만	(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만	(5) 5,000만 원 이상
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구 (역방향)	경남 밀양시(2018)	제주 서귀포시(2018)	충북 충주시(2019) 전북 군산시(2019)	인천 동구(2018) 충북 괴산군(2018) 전북 임실군(2018) 경남 창녕군(2018) 전남 서천군(2019) 충남 태안군(2019) 경남 남해군(2019)	
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구 (기울기)	경북 성주군(2018) 경기 오산시(2019)	대구 달성군(2018)	경남 함양(2018)		강원 태백시(2019) 강원 홍천군(2019) 강원 횡성군(2019) 충남 금산군(2019)
처치 후 다음 연도에 효과 없는 시군구	전남 목포군(2018) 경북 경산시(2018)	제주 제주시(2018) 충북 음성군(2019)	충북 제천시(2019) 전남 담양군(2019) 경남 함안군(2019) 경남 의령(2018)	충남 부여군(2019) 경북 상주시(2019) 전북 부안군(2019) 전남 영광군(2019) 경북 영천시(2019) 전남 진도군(2019) 전북 무주군(2018)	강원 평창군(2019) 강원 고성군(2019)

주: 각 시군구 옆에 표기된 연도는 처치 시점임. ‘역방향’은 합성통제집단은 음의 방향으로 출산율이 떨어지나 처치군은 양의 방향으로 출산율이 증가하는 효과가 나타난 경우를 의미함. ‘기울기’는 효과가 있으나 합성통제집단의 출산율이 상승하는 경우 처치군의 출산율은 더 가파르게 증가하거나, 합성통제집단의 출산율이 감소하는 경우 처치군의 출산율은 더 완만하게 감소하는 경우를 의미함.

에서 처치 다음 연도에 효과가 나타나지 않았다. 5,000만 원 이상 추가 지급이 효과가 있었던 시군구 중 출산율 추이를 변화시킬 정도로 큰 효과가 나타난 시군구는 없었다.

〈표 10〉의 결과에 따르면, 5,000만 원 미만의 추가 지급에 대해서는 효과가 나타난 시군구의 수와 효과가 나타나지 않은 시군구의 수가 같거나 1개 정도 차이가 나는 수준으로 비슷하다. 5,000만 원 이상 지급에 대해서는 효과가 나타나지 않은 시군구 대비 효과가 나타난 시군구의 수가 많다. 그러나 효과가 나타난 시군구 중 추이를 바꿀 수 있는 정도의 규모로 효과가 나타난 시군구의 비중을 살펴보면, 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만에서는 추이를 바꿀 수 있는 정도의 효과가 나타난 시군구의 비중이 높게 나타났으나 5,000만 원 이상에서는 추이를

〈표 11〉 합성통제방법에 의한 출산지원금 추가 지급 효과
(30세 유배우 여성 합계출산율)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만	(2) 300만 원 이상 500만 원 미만	(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만	(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만	(5) 5,000만 원 이상
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구 (역방향)	경남 밀양시(2018)	제주 서귀포시(2018)	충북 제천시(2019) 전북 군산시(2019) 경남 함양(2018)	인천 동구(2018) 충북 괴산군(2018) 전북 임실군(2018) 경남 창녕군(2018) 충남 서천군(2019) 충남 태안군(2019) 경남 남해군(2019)	
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구 (기울기)	전남 목포군(2018) 경기 오산시(2019)	대구 달성군(2018) 제주 제주시(2018)	전남 담양군(2019)	충남 부여군(2019) 경북 상주시(2019)	강원 태백시(2019) 강원 홍천군(2019) 강원 횡성군(2019) 충남 금산군(2019)
처치 후 다음 연도에 효과 없는 시군구	경북 경산시(2018) 경북 성주군(2018)	충북 음성군(2019)	충북 충주시(2019) 경남 함안군(2019) 경남 의령(2018)	전북 무주군(2018) 전북 부안군(2019) 전남 영광군(2019) 경북 영천시(2019) 전남 진도군(2019)	강원 평창군(2019) 강원 고성군(2019)

주: 〈표 10〉과 동일함.

바꿀 수 있는 정도의 효과가 나타난 시군구가 없다.

〈표 11〉에서 30세 유배우 여성 합계출산율을 기준으로 보면, 추가 지급의 효과가 없는 시군구는 총 5개의 시군구 중 3개이고 추가 지급 후 바로 다음 연도에 효과가 나타난 시군구는 3개이다. 300만 원 이상 500만 원 미만 추가 지급은 총 4개 중 다음 연도에 효과가 나타난 시군구는 3개이고 효과가 없는 시군구는 1개로 100만 원 이상 300만 원 미만 추가 지급에 비해서는 높은 비중의 시군구에서 효과가 나타났다. 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 출산지원금을 추가 지급한 경우, 처치 후 다음 연도에 효과가 있었던 시군구는 총 7개 중 4개이고 효과가 없는 시군구는 3개이다. 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만 출산지원금은 총 14개 시군구 중 9개의 시군구에서 처치 후 다음 연도에 효과가 있는 것으로 나타났고 5개의 시군구에서 효과가 없다. 5,000만 원 이상 추가 지급은 6개의 시군구 중 4개의 시군구에서 효과가 있었고 2개의 시군구에서 효과가 없었다. 100만 원 이상 300만 원 미만의 범위를 제외한 모든 금액의 범위에서 효과 있는 시군구의 개수가 효과 없는 시군구의 개수보다 약간 많다. 500만 원 이상 5,000만 원 미만의 금액을 추가 지급할 때 효과가 있는 시군구는 대체로 출산율의 추

이를 변화시킬 정도로 그 효과의 규모가 크다. 그러나 5,000만 원 이상의 금액을 추가 지급할 때 효과가 있는 시군구는 모두 출산율의 추이를 바꾸지는 못한다.

〈표 12〉에서 25세 유배우 여성 합계출산율에 출산지원금 추가 지급이 미친 영향을 보면, 100만 원 이상 300만 원 미만 추가 지급할 때 총 5개 중 4개 시군구에서 효과가 나타났고 1개 시군구에서 효과가 없었다. 300만 원 이상 500만 원 미만을 추가 지급할 때 총 4개 시군구 중 4개 시군구에서 처치 후 바로 다음 연도에 효과가 나타났다. 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 금액 추가 지급 시, 총 7개 시군구 중 3개 시군구에서 처치 다음 연도에 효과가 나타났고 4개 시군구에서 효과가 없었다. 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만 추가 지급 시, 14개 시군구 중 8개 시군구에서 효과가 있었고 6개 시군구에서 효과가 없었다. 마지막으로 5,000만 원 이상 증가 지원 시 6개의 시군구 중 4개의 시군구에서 효과가 나타났고 2개의 시군구에서 효과가 없었다.

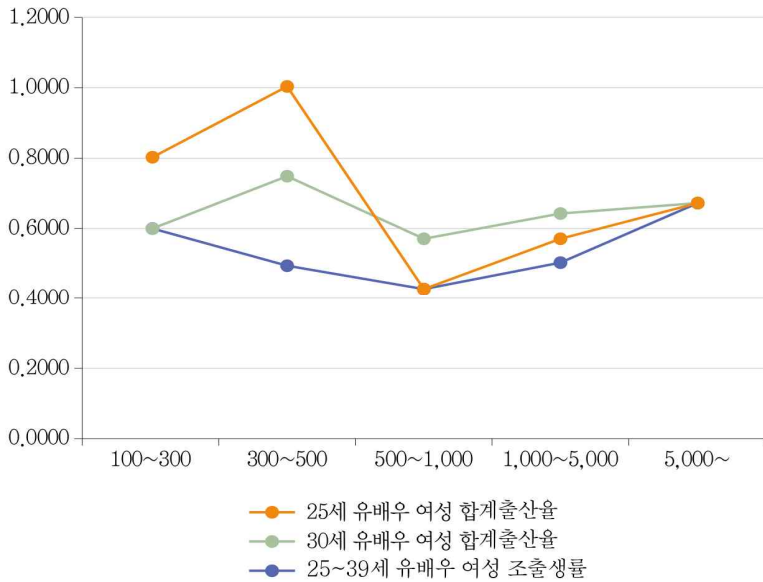
위의 내용을 그래프를 나타내면 〈그림 6〉, 〈그림 7〉과 같다. 〈그림 6〉에서 25세, 30세 유배우 여성 합계출산율을 보면 추가 지급 후 다음 연도에 효과가 있었던 시군구의 비중이 100만 원 이상 300만 원 미만 금액에서 300만 원 이상 500만 원 미만 금액으로 갈 때 증가했다가 500만 원 이상 1,000만 원 미만으로

〈표 12〉 합성통제방법에 의한 출산지원금 추가 지급 효과
(25세 유배우 여성 합계출산율)

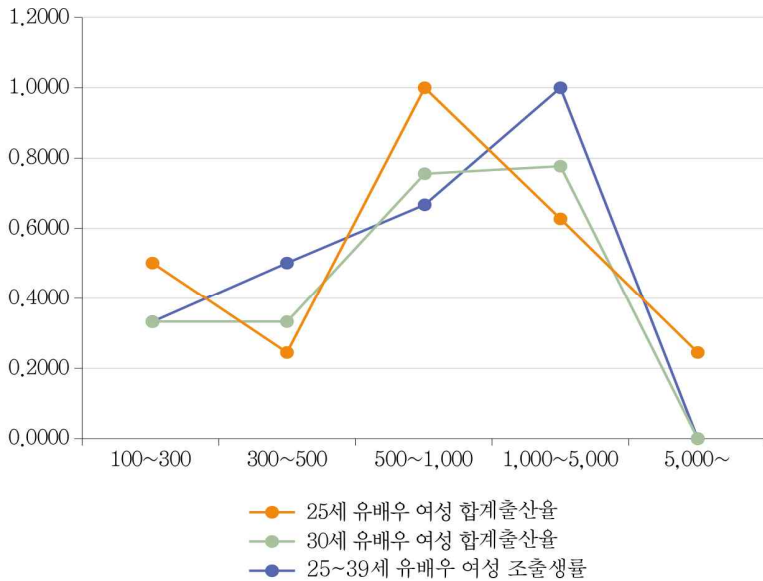
변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만	(2) 300만 원 이상 500만 원 미만	(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만	(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만	(5) 5,000만 원 이상
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구 (역방향)	경북 성주군(2018) 경남 밀양시(2018)	제주 서귀포시(2018)	충북 충주시(2019) 전북 군산시(2019) 경남 함양(2018)	충북 괴산군(2018) 전북 무주군(2018) 전북 임실군(2018) 충남 서천군(2019) 충남 태안군(2019)	강원 평창군(2019)
처치 후 다음 연도에 효과 있는 시군구 (기울기)	전남 목포군(2018) 경기 오산시(2019)	대구 달성군(2018) 제주 제주시(2018) 충북 음성군(2019)		인천 동구(2018) 경남 창원군(2018) 경남 남해군(2019)	강원 홍천군(2019) 강원 횡성군(2019) 충남 금산군(2019)
처치 후 다음 연도에 효과 없는 시군구	경북 경산시(2018)		충북 계천시(2019) 전남 담양군(2019) 경남 함안군(2019) 경남 의령(2018)	충남 부여군(2019) 경북 상주시(2019) 전북 부안군(2019) 전남 영광군(2019) 경북 영천시(2019) 전남 진도군(2019)	강원 태백시(2019) 강원 고성군(2019)

주: 〈표 10〉과 동일함.

〈그림 6〉 추가 지급 후 다음 연도에 효과 유무에 따른 비중(=효과가 있는 시군구의 개수/효과가 있는 시군구의 개수+효과가 없는 시군구의 개수)



〈그림 7〉 추가 지급 후 다음 연도에 효과 크기에 따른 비중(=추이를 바꿀 정도로 효과가 큰 시군구의 개수/효과가 있는 시군구의 개수)



62 현금성 출산 지원정책의 한계 효과 평가

가면서 감소하고 5,000만 원 이상 금액까지 다시 증가한다.

〈그림 7〉에서 25세, 30세 유배우 여성 합계출산율을 기준으로 보면 5,000만 원 미만의 금액까지 대체로 효과의 크기가 큰 시군구의 비중이 늘어나는 추세를 보여 주다가 5,000만 원 이상의 금액에서 0으로 하락한다. 25~39세 여성 조출생률을 기준의 경우, 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 구간에서 효과의 크기가 큰 시군구의 비중이 가장 높은 점을 찍고 1,000만 원 이상에서는 그 비중이 감소한다.

평균적인 출산지원금의 효과를 알아보기 위해 이중차분방법을 사용한다. 〈표 13〉, 〈표 14〉, 〈표 15〉는 범위별 출산지원금이 세 가지 유배우 출산율 지표 각각에 미친 순효과를 보여 준다.

〈표 13〉 이중차분에 의한 출산지원금 추가 지급 효과(25~39세 유배우 여성 조출생률)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만		(2) 300만 원 이상 500만 원 미만		(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만		(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만		(5) 5,000만 원 이상	
	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값
처치군× 지급 이후	-4.8229 (6.4594)	0.4550	10.9720 (8.0236)	0.1710	1.6426 (4.5036)	0.7150	15.0594 (4.4663)	0.0010	9.4218 (4.2923)	0.0280
처치군	10.3166 (9.5027)	0.2780	-10.8174 (10.9822)	0.3250	-2.7677 (6.9263)	0.6890	-17.0191 (7.0237)	0.0150	-13.2855 (7.0037)	0.0580
지급 이후	-15.9208 (2.7379)	<0.001	-16.5667 (2.7623)	<0.001	-4.6485 (1.8364)	0.0110	-4.8884 (2.3549)	0.0380	-5.2235 (1.8981)	0.0006
유아 1,000명당 보육시설 수	-1.8902 (0.7330)	0.0100	-1.3810 (0.6349)	0.0300	-3.9301 (0.5861)	<0.001	-4.1170 (0.7011)	<0.001	-3.4287 (0.6128)	<0.001
복지예산 비중	-0.5894 (0.2630)	0.0250	-0.3601 (0.2604)	0.1670	-0.3152 (0.2149)	0.1420	-0.0417 (0.2805)	0.8820	-0.3133 (0.2221)	0.1580
1인당 지방세 징수액	0.0034 (0.0046)	0.4580	0.0009 (0.0046)	0.8380	0.0015 (0.0012)	0.1980	0.0011 (0.0015)	0.4670	0.0012 (0.0012)	0.3290
절편	166.9100 (8.6275)	<0.001	157.2234 (7.5531)	<0.001	176.4282 (8.2706)	<0.001	172.4564 (10.2513)	<0.001	170.4793 (8.5977)	<0.001
N	120		115		148		168		152	
R-square	0.4575		0.3802		0.4597		0.2725		0.4207	
Wald	84.62	<0.001	72.82	<0.001	99.04	<0.001	68.79	<0.001	86.66	<0.001
평행 추세 가정	P		P		P		NP		P	

주: 분석 기간은 모형 (1)은 2016~2020년, 모형 (2)는 2016~2020년, 모형 (3)은 2017~2020년, 모형 (4)는 2017~2020년, 모형 (5)는 2017~2020년임. 처치군은 처치 시점에만 출산지원금이 추가 지급되었으며 처치 시점 이전과 이후에는 출산지원금의 변동이 없었던 시군구, 대조군은 분석 기간 동안 출산지원금의 변동이 없었던 시군구로 설정하였음.

〈표 14〉 이중차분에 의한 출산지원금 추가 지급 효과(30세 유배우 여성 합계출산율)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만		(2) 300만 원 이상 500만 원 미만		(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만		(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만		(5) 5,000만 원 이상	
	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값
처치군× 지급 이후	-0.0791 (0.0618)	0.2010	0.0919 (0.0780)	0.2390	0.0426 (0.0505)	0.3990	0.1818 (0.0480)	<0.001	0.0860 (0.0462)	0.0620
처치군	0.0677 (0.1062)	0.5240	-0.1055 (0.1230)	0.3910	-0.1010 (0.0813)	0.2140	-0.2045 (0.0793)	0.0100	-0.1786 (0.0826)	0.0310
지급 이후	-0.0955 (0.0263)	<0.001	-0.1026 (0.0267)	<0.001	-0.0219 (0.0207)	0.2910	-0.0232 (0.0254)	0.3630	-0.0251 (0.0207)	0.2260
유아 1,000명당 보육시설 수	-0.0159 (0.0074)	0.0330	-0.0109 (0.0065)	0.0930	-0.0353 (0.0068)	<0.001	-0.0372 (0.0078)	<0.001	-0.0327 (0.0070)	<0.001
복지예산 비중	-0.0055 (0.0028)	0.0490	-0.0031 (0.0028)	0.2760	-0.0029 (0.0025)	0.2430	-0.0004 (0.0031)	0.9050	-0.0026 (0.0026)	0.3150
1인당 지방세 징수액	0.00005 (0.00005)	0.3130	0.00002 (0.00005)	0.6110	0.00002 (0.00001)	0.0840	0.00002 (0.00002)	0.3090	0.00002 (0.00001)	0.1520
절편	1.6036 (0.0901)	<0.001	1.5029 (0.0784)	<0.001	1.7100 (0.0961)	<0.001	1.6791 (0.1144)	<0.001	1.6735 (0.0993)	<0.001
N	120		115		148		168		152	
R-square	0.3476		0.2512		0.3792		0.2409		0.3879	
Wald	45.55	<0.001	33.73	<0.001	51.91	<0.001	51.42	<0.001	53.05	<0.001
평행 추세 가정	NP		P		P		NP		P	

주: 〈표 13〉과 동일함.

평균적으로 볼 때, 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 출산지원금의 추가 지급과 5,000만 원 이상의 출산지원금 추가 지급이 25~39세 유배우 여성 조출생률에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 금액의 크기가 클수록 평균적인 출산율의 증가 규모도 커질 것이라는 예상과는 달리, 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만 추가 지급이 5,000만 원 이상 추가 지급보다 출산율에 더 큰 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 출산지원금 추가 지급과 5,000만 원 이상의 출산지원금 추가 지급은 30세 유배우 여성 합계출산율에도 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 25~39세 유배우 여성 조출생률의 경우와 동일하게 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만 추가 지급이 5,000만 원 이상 추가 지급에 비해 출산율을 더 큰 규모로 증가시킨다.

〈표 15〉 이중차분에 의한 출산지원금 추가 지급 효과(25세 유배우 여성 합계출산율)

변수	(1) 100만 원 이상 300만 원 미만		(2) 300만 원 이상 500만 원 미만		(3) 500만 원 이상 1,000만 원 미만		(4) 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만		(5) 5,000만 원 이상	
	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값	추정계수	P값
처치군× 지급 이후	0.6201 (0.3428)	0.0700	0.2971 (0.2898)	0.3050	0.0077 (0.1512)	0.9590	0.3915 (0.1504)	0.0090	0.1449 (0.1413)	0.3050
처치군	0.3417 (0.4125)	0.4070	-0.1921 (0.3481)	0.5810	0.0423 (0.1753)	0.8090	-0.1322 (0.1477)	0.3710	-0.1590 (0.1770)	0.3690
지급 이후	-0.3921 (0.1445)	0.0070	-0.3678 (0.1004)	<0.001	-0.0145 (0.0594)	0.8080	0.0129 (0.0753)	0.8640	-0.0286 (0.0602)	0.6350
유아 1,000명당 보육시설 수	-0.0950 (0.0348)	0.0060	-0.0405 (0.0215)	0.0600	-0.0699 (0.0158)	<0.001	-0.0967 (0.0162)	<0.001	-0.0589 (0.0165)	<0.001
복지예산 비중	-0.0004 (0.0116)	0.9750	0.0016 (0.0082)	0.8430	-0.0041 (0.0056)	0.4660	-0.0008 (0.0060)	0.8990	-0.0040 (0.0057)	0.4830
1인당 지방세 징수액	0.0004 (0.0002)	0.0630	0.00004 (0.0002)	0.8260	0.00002 (0.00003)	0.5280	0.00002 (0.00003)	0.4650	0.00002 (0.00003)	0.5960
절편	3.2774 (0.4043)	<0.001	2.8939 (0.2557)	<0.001	3.1376 (0.2164)	<0.001	3.3895 (0.2229)	<0.001	2.9988 (0.2236)	<0.001
N	120		115		148		167		152	
R-square	0.2033		0.0012		0.2108		0.2564		0.1767	
Wald	22.73	<0.001	22.04	0.0012	28.36	<0.001	51.52	<0.001	23.92	<0.001
평행 추세 가정	NP		NP		P		NP		P	

주: 〈표 13〉과 동일함.

1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 출산지원금 추가 지급은 25세 유배우 여성 합계출산율을 통계적으로 유의하게 증가시키지만 5,000만 원 이상 출산지원금 추가 지급은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

위의 결과를 종합해 볼 때, 출산지원금의 추가 지급은 각 시군구의 상황에 따라 그 효과가 일관되게 나타나지는 않는다. 그러나 대체로 효과가 있는 시군구의 비중은 500만 원부터 증가 금액이 커질수록 점점 증가하였다. 추이를 바꿀 정도로 효과가 큰 시군구의 비중은 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만에서 가장 높았고 5,000만 원 이상에서는 거의 0으로 수렴하였다. 효과가 나타나는 시군구의 비중과 효과의 크기를 모두 고려하여 평균적인 효과를 추정해 보면, 1,000만 원 이상의 구간에서 통계적으로 유의한 결과가 나타났고 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 구간에서 가장 큰 효과가 나타났다. 따라서 추가 지급 시 가장 적절한 지원 구간은 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만이다.⁵⁾

V. 결론 및 시사점

본 논문은 2014년부터 2020년까지를 분석 기간으로 설정하고 기초지자체가 출산지원금을 최초로 지급한 경우와 추가 지급한 경우로 나누어 금액 범위에 따라 출산지원금이 유배우 출산율에 미친 영향을 분석하였다. 합성통제방법을 사용하였고 이중차분방법으로 평균적인 효과의 크기를 도출하여 분석 결과를 보완하였다.

분석 결과, 최초 지원은 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 구간에서는 작은 효과라도 효과가 나타나는 시군구의 비중이 높았고 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 구간에서는 효과가 나타나는 시군구 중 추이를 바꿀 정도로 큰 효과가 나타나는 시군구의 비중이 높았다. 효과가 나타나는 시군구의 비중과 효과의 크기를 모두 고려하여 평균적인 효과를 추정해 보면, 30세 유배우 여성 합계출산율을 기준으로 500만 원 이상 1,000만 원 미만의 구간에서 출산지원금 최초 지급의 효과가 가장 큰 것으로 나타났다. 25~39세 유배우 여성 조출생률을 기준으로 하면, 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 구간에서만 출산지원금의 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다.

증가 지원은 대체로 500만 원부터 증가 금액이 커질수록 효과가 있는 시군구의 비중이 점점 증가하였다. 효과가 나타나는 시군구 중 추이를 바꿀 정도로 큰 효과가 나타나는 시군구의 비중은 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만에서 가장 높았고 5,000만 원 이상에서는 거의 0으로 수렴하였다. 효과가 나타나는 시군구의 비중과 효과의 크기를 모두 고려하여 평균적인 효과를 추정해 보면, 1,000만 원 이상의 구간에서 통계적으로 유의한 결과가 나타났고 1,000만 원 이상 5,000만 원 미만의 구간에서 5,000만 원 이상의 구간에 비해 큰 효과가 나타났다.

출산지원금 지급 시 효과는 시군구의 상황에 따라 달라지며 적절한 구간의 금액을 지원한다고 해서 효과를 100% 보장할 수는 없다. 그러나 본 연구의 결과를 바탕으로 본 연구의 목적과 관련하여 다음과 같은 몇 가지 잠정적인 결론을 얻을 수 있었다. 첫째, 출산지원금 추가 지급 시에는 최초 지급 시보다 더 큰 금액을 지원해야 가시적인 효과를 기대할 수 있다. 이것은 출산지원금의 한계 효과가 체감한다는 것을 보여 주는데 이미 출산지원금을 받고 있는 시군구는 유의한 효

5) 가입 연령(25~39세) 여성의 순유입률을 통제변수로 추가한 분석 결과에서 금액 구간별로 처치 효과의 유의성은 동일하게 나타나고 그 크기도 거의 유사한 것으로 나타났다.

과를 얻기 위해 더 큰 액수가 필요하다는 것을 의미한다. 둘째, 출산지원금을 최초로 지원하는 경우, 500만 원 이상의 출산지원금은 지급해야 효과를 기대할 수 있고 1,000만 원 이상 출산지원금을 지급하면 출산율의 추이를 바꾸는 효과를 기대할 수 있다. 셋째, 출산지원금이 이미 지급되고 있는 시군구에 지원금을 추가 지급하는 경우, 최소 1,000만 원 이상의 출산지원금을 지급해야 효과를 기대할 수 있다. 단, 5,000만 원 이상의 출산지원금 지급은 한계 효과를 감소시킨다.

저출산 대응을 위한 중앙정부의 적절한 현금지원 규모와 방안을 결정하는 작업은 다음과 같은 이유로 인해 쉽지 않다. 첫째, 일정한 단위의 출산율 혹은 출생아 수 증가가 가져올 전반적인 사회경제적 편익의 규모에 대한 학문적 사회적 합의가 부재하며, 이에 따라 저출산 대응을 위한 적절한 재원의 투입 규모도 판단하기 어렵다. 둘째, 출산지원을 위한 적절한 재원 규모에 대한 합의가 있다고 해도, 현금지원과 같은 구체적인 유형의 정책에 대한 투입 규모를 결정하기 위해서는 가능한 여러 가지 정책들의 효과성을 비교할 수 있어야 한다. 이 연구에서 현금지원의 지급 규모별 한계 효과 변화를 정확하게 추정했다고 해도, 다른 가능한 정책들의 효과성의 크기를 알지 못하는 상황에서는 현금지원의 적정 수준을 결정하기 어렵다.

이러한 어려움에도 불구하고, 이 연구의 서두에서 던진 질문과 분석에서 얻은 결과에 기초하여 중앙정부의 저출산 대응 현금지원정책을 개선할 방안들은 다음과 같다. 이 연구가 던진 첫 번째 질문은 어느 정도의 현금지원이 출산율 제고에 가시적인 효과를 보일 것인지에 관한 것이다. 분석 결과는 출산지원금이 지급되고 있지 않은 경우, 수급자가 체감하는 금액이 일시금 환산 500만 원 이상이어야 출산율에 유의하게 긍정적인 영향을 주고 이미 출산지원금이 지급되고 있는 경우, 수급자가 체감하는 증액 금액이 일시금 환산 1,000만 원 이상이어야 출산율에 유의하게 긍정적인 영향을 준다는 것을 알려준다.

이 연구가 던진 두 번째 질문은 저출산 대응 현금지원의 규모를 어느 수준으로 높이는 것이 합리적인지에 관한 것이다. 이는 앞에서 언급했듯이 출산율 제고의 사회경제적 편익과 다른 잠재적인 저출산 대응정책들의 상대적인 효과성을 의존하며, 현금지원정책의 효과성 분석 결과만으로는 만족할만한 답을 얻기 어렵다. 그럼에도 불구하고 이 연구의 결과는 출산지원금을 최초로 지급하는 시군구의 경우 일시금 환산 1,000만 원 수준까지는 현금지원을 늘리고, 출산지원금을 이미 지급하고 있는 시군구의 경우, 일시금 환산 5,000만 원까지는 현금지원을 늘리는 것이 적절하다는 것을 알려준다. 두 경우 모두 제시된 수준보다 높은 수

준으로의 증액은 다른 저출산 대응정책 혹은 잠재적인 방안들의 상대적인 효과성을 고려하여 신중하게 결정하는 것이 바람직하다.

현금지원의 액수가 그 한계 효과가 감소하는 수준까지 높아지더라도 출산율에 미치는 총 효과는 증가할 수 있다. 예를 들어, 현금지원이 0원이던 시군구에서 2,000만 원의 출산지원금을 지급한다고 하면 1,000만 원을 지급하는 것보다 100만 원 지급당 출산율 증가 규모는 줄어들겠지만(한계 효과 감소), 출산율 수준은 1,000만 원 지급 시보다 더 높아질 수 있다(총 효과 증가). 현금지원 규모를 1,000만 원 이상으로 늘리는 정책에 대한 합리성은 다른 정책 대안이 존재하는지, 그리고 그 정책이 얼마나 효과적일지에 의존한다. 보육시설에 대한 투자나 보육 서비스에 대한 투자의 한계 효과가 현금지원의 한계 효과보다 높다면 현금성 지원을 더 늘리기보다 대안적인 정책에 더 많은 재원을 투입하는 것이 합리적일 것이다.

많은 전문가와 국민은 현금지원과 같은 정책만으로는 저출산 문제를 근본적으로 해결하기 어려우며, 결혼과 출산을 어렵게 만드는 주거, 노동시장, 교육, 성평등 문제 등 우리 사회의 근본적·구조적 문제들이 해결되어야 한다고 주장한다. 그러나 이러한 문제를 해결하기 위해서는 오랜 시간에 걸친 정책적 노력과 막대한 재원이 필요하다. 또한 그 효과도 단기적으로 나타나지 않을 수 있다. 따라서 단기적으로는 최소의 재원으로 최대의 효과를 얻을 수 있도록 현금성 지원 정책을 시행하고, 중장기적으로는 우리 사회의 근본적, 구조적 문제들을 해결할 수 있도록 대안정책으로 대체해 가는 것이 합리적이다. 이러한 맥락에서 향후 현금성 지원정책의 효과를 더 정교하고 정확하게 분석하는 연구의 중요성은 높아질 것으로 보인다.

참 고 문 헌

관계부처합동, 제4차 저출산·고령사회 기본계획(2020년 12월).

김우영·이정만, “출산장려금의 출산율 제고 효과: 충청지역을 대상으로,” 『노동정책연구』 제18권 제2호, 2018, 61~98.

김정호·홍석철, “보육서비스와 육아휴직 지원의 효과 비교: 출산 및 모의 노동공급을 중심으로,” 『한국인구학』 제43권 제1호, 2020, 1~29.

김현숙, “중앙과 지방정부 출산율 제고 정책 효과성 분석: 유배우 출산율을 중심

- 으로,” 『여성경제연구』 제18권 제2호, 2021, 23~47.
- 박창우·송헌재, “출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정,” 『응용경제』 제16권 제1호, 2014, 5~34.
- 송헌재·김현아, “출산장려금과 지역 간 인구이동,” 『응용경제』 제16권 제3호, 2014, 165~199.
- 이철희, “한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과,” 『한국인구학』 제35권 제3호, 2012, 117~144.
- _____, “한국의 출산장려정책은 실패했는가?: 2000~2016년 출산율 변화요인 분해,” 『경제학연구』 제66권 제3호, 2018, 5~42.
- _____, “지자체 출산지원금의 효과 - 아동수당의 기대효과에 대한 시사점,” 김미곤 외, 『아동수당 및 출산·양육지원체계 발전방안 연구』, 한국보건사회연구원 정책보고서(2019-37), 2019.
- _____, “장래 시군구별 인구변화가 지역 물류 수요에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제39권 제3호, 2021, 5~34.
- _____, “저출산 대응정책 효과의 이질성 분석: 현금지원 및 보육지원정책의 소득분위별 효과,” 『한국경제포럼』 제15권 제3호, 2022.
- _____, “일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 영향: 지역 제조업 고용 비율의 효과,” 『한국경제연구』 제41권 제2호, 2023, 5~33.
- 이철희·이소영, “현금지원이 유배우 출산율에 미치는 효과: 강원도 육아기본수당 지급 사례로부터의 증거,” 『경제학연구』 제70집 제2호, 2022, 61~93.
- 통계청, 인구동향조사(2023년 6월).
- Abadie, A. and J. Gardeazabal, “The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country,” *American Economic Review*, 93(1), 2003, 113~132.
- Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmeller, “Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program,” *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 2010, 493~505.
- 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*, 36(2), 2015, 263~288.

- Cohen, A., R. Dehejia, and D. Romanov, "Financial incentives and fertility," *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 2013, 1~20.
- Doudchenko, N. and G. W. Imbens, "Balancing, Regression, Difference-in-Differences and Synthetic Control Methods: A Synthesis," *Journal of Business & Economic Statistics*, 35(3), 2017, 390~399.
- Felix, Roesel, "Do mergers of large local governments reduce expenditure? -Evidence form Germany using the synthetic control method," *European Journal of Political Economy*, 50, 2017, 22~36.
- Garganta, S., L. Gasparini, M. Marchionni, and M. Tappat, "The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina," *Population Research and Policy Review*, 36(1), 2017, 1~24.
- Gauthier, A. H. and J. Hatzius, "Family benefits and fertility: An econometric analysis," *Population studies*, 51(3), 1997, 295~306.
- González, L. and S. K. Trommlerov, "Cash Transfers and Fertility How the Introduction and Cancellation of a Child Benefit Affected Births and Abortions," *The Journal of Human Resources*, 58(3), 2023, 783~818.
- Hong, S. C. *et al.*, "Pro-natalist Cash Grants and Fertility: A Panel Analysis," *Korean Economic Review*, 32(2), 2016, 331~354.
- 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*, 2(3), 2004, 237~254.
- Milligan, K., "Subsidizing the stork: New evidence on tax incentives and fertility," *The Review of Economics and Statistics*, 87(3), 2005, 539.
- Riphahn, R. T. and F. Wijnck, "Fertility Effects of Child Benefits," *Journal of Population Economics*, 30(4), 2017, 1135~1184.

[Abstract]

Evaluation of the Marginal Effects of Pro-natalist Cash Grants

Yejin Joo* · Chulhee Lee**

This study derives optimal subsidy levels the central government should pay for significant fertility rate increases by analyzing local governments' pro-natalist cash grants from 2014 to 2020 using Synthetic Control and Difference-in-Differences. Results indicate a decreasing marginal effect, showing municipalities receiving subsidies need larger payments for significant effects than those not. The minimum for significant effects are 5 million KRW and 10 million KRW for initial support and additional support. The appropriate subsidy level is up to 10 million KRW and 50 million KRW for initial and additional support, with further increases requiring careful consideration of other strategies' relative effectiveness.

Keywords: fertility rate, pro-natalist cash grants, synthetic control, difference-in-differences, marginal effect

JEL Classification: C21, H53, J13

* First Author, Ph.D. Candidate, Seoul National University, E-mail: yjjoo@snu.ac.kr

** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Seoul National University, Tel: +82-2-880-6396, E-mail: chullee@snu.ac.kr