

보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 가구 지출에 미친 영향 분석*

신유식¹⁾

요약

본 연구에서는 보육료 및 유아학비 지원 대상이 소득 하위 70% 이하에서 전 계층으로 확대되면서 발생한 가구의 지출 변화를 분석하였다. 구체적으로, 2012년 만 3세 아동의 가구 중 보육료 및 유아학비 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 가구가 2013년 지원 대상이 되면서 발생한 가구 지출 변화를 분석하였다. 이를 위해, 동일 코호트 중 2012~2013년 모두 지원 대상이었을 것으로 추정되는 가구를 비교집단으로 설정하여 이중차분법을 실시하였다. 분석 결과, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 가구의 소비성 지출을 절감시킨 것으로 나타났다. 또한, 보육료 및 유아학비 지원으로 인해 절감된 비용 중 일부는 자녀를 위해 재투자 되는 것으로 나타났다. 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 자녀를 위한 저축, 보험과 같은 비소비성 지출도 증가시키는 것으로 나타났다.

주제어: 보육료, 유아학비, 보육정책, 가구지출, 이중차분법

I. 서론

우리나라 정부는 가계의 양육비 부담을 경감시키고, 여성의 경제 활동 증진에 기여하며, 나아가 출산율을 제고하는 것을 목표로 보육 지원 대상을 2012년부터 전 계층으로 확대하였다(김은정·이혜숙, 2016). 2011년까지는 어린이집과 유치원을 이용하는 만 0~5세 아동에 대해 소득인정액 기준 하위 70% 이하 가구에만 보육료 및 유아학비가 지원되었다. 2012년부터 어린이집과 유치원을 이용하는 만 0~2세 아동과 만 5세 아동에 대해 소득과

* 본 논문은 2019년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(한국연구재단-2019-글로벌박사양성사업).

1) 고려대학교 경제학과 박사과정

관계없이 전 계층에 보육료 및 유아학비가 지원되기 시작하였다(교육과학기술부, 2012; 보건복지부, 2012). 또한, 2013년부터는 만 3~4세 아동에 대해서도 전 계층에 지원되기 시작하였다(교육과학기술부, 2013; 보건복지부, 2013).

현재까지 소득과 관계없이 무상보육이 이루어지고 있지만, 해당 정책에 대한 논란은 도입 당시부터 이어져 왔다. 구체적으로, 가구 소득이나 모의 취업 여부와 관계없는 일률적인 지원의 효과성에 대한 의문이 제기되었다(윤희숙·김인경·권형준, 2013; 이영옥, 2015). 또한, 예산 부족에 따른 중앙정부와 지방자치단체 간 재정부담 논란이 발생하기도 하였다(이영옥, 2014). 뿐만 아니라, 출산율과 여성 경제 활동 참가율이 다른 OECD 국가들과 비교할 때 여전히 낮은 수준에 머무르면서(OECD, 2019), 여성 경제 활동 증진과 출산율 제고라는 목표를 효과적으로 달성하고 있는지에 대한 의문도 제기되고 있다.

이러한 논란 속에서, 다수의 실증 연구에서 보육료 지원 대상 확대의 효과성에 대한 분석을 실시하였다. 해당 연구들의 결과에 따르면, 가구 양육비 부담 경감이라는 측면에서는 대체로 효과성이 있는 것으로 나타났다(이상하, 2019; 이운진·이정원·김문정, 2013; 정수지·박윤현·송지나 외, 2016). 그러나, 여성의 경제 활동과 출산율에 대해서는 분석 대상과 방법론에 따라 상반된 결과들이 도출되어 왔다(김은정·이혜숙, 2016; 윤미례·김태일, 2017; 이지완, 2019). 뿐만 아니라, 각 결과를 뒷받침하기 위한 매커니즘도 문헌에 따라 다양하게 제시되고 있다.

이러한 배경 하에, 보육료 지원 대상 확대 정책으로 인한 가구의 지출 양상을 파악하는 것은 정책 효과의 매커니즘을 이해하는데 기여할 수 있다. 왜냐하면, 가구의 지출 양상을 파악함으로써 가구의 의사결정 과정을 유추할 수 있기 때문이다. 예를 들어, 이는 출산에 미치는 잠재적 경로를 분석하는 데 도움이 될 수 있다. Becker(1960), Razin과 Sadka(1995)에 따르면, 가구 소득이 증가할 때, 가구는 새로운 예산 제약 하에 가구 소비재 지출, 자녀의 수, 자녀의 자질로 이루어진 효용 함수를 극대화하는 선택을 한다. 자녀의 자질을 고려하지 않은 상태에서 자녀를 정상재라고 가정한다면, 보육료 지원은 자녀의 수를 증가시키는 방향으로 작용할 수 있다. 그러나, 부모가 증가된 예산을 자녀의 자질을 향상시키기 위해 투자한다면, 자녀에 대한 비용이 상승함에 따라 오히려 자녀의 수는 줄어드는 방향으로 작용할 수 있다. 따라서, 새롭게 지원 대상이 된 집단의 보육비가 얼마나 절감되며, 이 중 기존 자녀에게 얼마나 재투자되는지에 따라, 부모가 자녀의 자질(quality) 향상에 얼마나 비중을 두고 있는지 유추해볼 수 있다.

이와 같은 중요성에도 불구하고, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대에 의한 가구의 전반적인 지출 변화 양상을 분석한 연구는 드물다. 이운진, 이정원과 김문정(2013)은 2012

년 만 5세 아동의 가구를 2011년 보육료 지원 집단과 미지원 집단으로 구분하여 두 집단의 기관 이용비용 및 사교육비 변화를 비교 분석하였다. 이 연구는 각 집단의 기관 이용비용 및 사교육비가 어떻게 변화하는지 파악할 수 있다는 점에서 큰 의미가 있다. 다만, 보육료 지원으로 인한 가구의 전반적인 소비성 지출이나 비소비성 지출 변화를 파악하는 데는 한계가 있다. 지원금의 사용처에 관해 5지 선다형으로 조사한 결과도 제시되었다. 그러나 각 지출 항목의 액수가 얼마나 변화하였으며, 각 지출 항목의 변화 정도가 통계적으로 유의한지 파악하기 어렵다.

이에 따라, 본 연구에서는 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 2012년 보육료 및 유아학비 미지원 대상으로 추정¹⁾되는 가구에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하고자 한다. 구체적으로, 2012년 만 3세 아동의 가구 중 미지원 대상일 것으로 추정되는 가구에 대해, 2013년 아동이 만 4세가 될 때 지원²⁾ 대상이 됨에 따라 발생한 지출 변화를 확인한다. 정책 효과의 식별을 위해, 동일한 코호트 중 2012~2013년 모두 지원 대상일 것으로 추정되는 가구를 비교집단으로 설정하여 이중차분법을 실시한다. 가구의 지출 양상을 자세히 파악하기 위해, 가구 지출을 소비성 지출과 비소비성 지출로 나누어 각 항목의 변화를 파악한다. 또한, 가구 소비성 지출과 가구 비소비성 지출 중 자녀에 대한 지출은 어떻게 변화하였는지 분석한다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 정책 변화 전 미지원 대상으로 추정되는 가구의 가구 소비성 지출에 영향을 미쳤는가?

- 1-1. 가구 전체 소비성 지출에 어떠한 영향을 미쳤는가?
- 1-2. 자녀를 위한 소비성 지출에 어떠한 영향을 미쳤는가?

연구문제 2. 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 정책 변화 전 미지원 대상으로 추정되는 가구의 가구 비소비성 지출에 영향을 미쳤는가?

- 2-1. 가구 전체 비소비성 지출에 어떠한 영향을 미쳤는가?
- 2-2. 자녀를 위한 비소비성 지출에 어떠한 영향을 미쳤는가?

1) 미지원 대상으로 추정되는 가구라고 표현한 이유는, 주어진 자료로써 지원 자격 여부를 명확히 구분하는 것은 한계가 있다고 판단하여, 실제 2012년 당시 보육료 및 유아학비 수급 여부를 이용해 지원 대상과 미지원 대상을 추정하여 분석하였기 때문이다. 이에 대한 상세한 설명은 II장 2절 식별 전략 부분에 제시된다.

2) 2013년 만 4세 아동에 대한 보육료 및 유아학비 지원 단가는 각각 어린이집 22만 원, 국·공립 유치원 6만 원, 사립 유치원 22만 원이다(교육과학기술부, 2013; 보건복지부, 2013).

II. 연구방법

1. 분석자료

본 연구에서는 육아정책연구소에서 제공하는 「한국아동패널(Panel Study on Korean Children)」의 5차(2012년) 자료와 6차(2013년) 자료를 이용한다. 한국아동패널 조사는 출생부터 성장 과정을 종단적으로 조사하여, 양육실태, 아동의 발달 특성, 육아 지원기관의 기능과 효과 등에 관한 국가 수준의 종단자료를 수집하는 것을 목적으로 한다(김은설·도남희·왕영희 외, 2012). 한국아동패널 조사의 모집단은 연간 분만 건수가 500건 이상인 표본 의료기관에서 2008년 4월부터 7월 사이에 출생한 신생아 가구이다. 1차(2008년) 조사에서 2,150명의 신생아 가구에 대해 조사가 이루어졌으며, 그 후 매년 추적조사가 이루어지고 있다. 5차(2012년) 자료의 표본 유지율은 79.2%이며, 6차(2013년) 자료의 표본 유지율은 77.3%이다.

보육료 및 유아학비 지원 연령은 출생연도에 따라 정해지는데, 2008년 1월 1일~2008년 12월 31일에 태어난 아동은 2012년도 기준 만 3세이며, 2013년도 기준 만 4세이다. 한국아동패널의 표본 아동은 2012년에 보육료 지원 기준 나이로 만 3세이며, 2013년에 만 4세이므로, 2013년에 발생한 대상 확대의 효과를 분석하는데 적절한 표본이다. 본 연구에서는 이 자료에 포함된 부모와 아동의 인구학적 특성, 육아 지원기관 이용 여부, 보육료 수급 여부, 가구 소득, 가구 지출 정보를 이용한다.

2. 식별전략

본 연구에서는 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 '2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단'에 미친 효과를 분석하고자 한다. 원래의 목적은 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 2012년 당시 실제로 지원 대상이 아니었던 가구에 미친 효과를 분석하는 것이었다. 즉, 지원 대상 자격에 따라 처리집단과 비교집단을 구분하는 Intention-to-treat(ITT) 효과(Angrist & Pischke, 2008)를 추정하는 것이 목적이었다. 그러나, 본 연구에서는 자료의 한계로 인해, 대상 자격 여부를 정확히 파악할 수 없다고 판단하였으며, 대신 대상 자격을 추정할 수 있는 변수를 통해, ITT 효과를 간접적으로 확인하고자 하였다. 본 절에서는 이에 대한 논의를 설명한다.

ITT 효과 추정을 위해서는, 먼저 2012년도 당시 각 가구의 보육료 및 유아학비 지원 대

상 자격 여부를 파악해야 한다. 이에 대한 가장 적절한 방법은 2012년도의 소득인정액을 기준으로 나누는 것이다. 2012년 만 3~4세에 대한 보육료 지원 대상 여부는 정부에서 정한 소득인정액 기준에 따라 결정되었기 때문이다.

이를 위해, 한국아동패널에서 제공되는 데이터를 최대한 활용해 소득인정액을 계산³⁾하였다. 그러나, 계산된 소득인정액이 두 집단의 지원 대상 자격 여부를 적절히 대변하지 못한다고 판단된다. 2012년 당시 보육료 및 유아학비 지원을 실제로 받았다고 응답한 집단은 소득인정액 하위 70%에 속해야만 하는 가구이다. 그러나, 해당 집단 중 저자가 계산한 소득인정액 70% 기준선을 넘는 경우가 다수 관측되었다. 소득인정액 계산을 위해서는 각종 소득, 토지, 주택, 자동차, 금융재산, 거주 지역, 가구원 수 등에 대한 정확한 정보가 필요하지만, 표본 조사 자료를 이용해 소득인정액을 정확히 계산하는 것은 한계가 있다고 판단된다. 윤미례와 김태일(2017)은 노동패널 데이터의 가구소득 자료를 이용하여 소득 상위 30%와 하위 70% 집단을 구분하였으나, 이렇게 구분된 두 집단이 보육료 지원 수혜 및 비수혜집단과 일치하지 않으며, 이렇게 구분된 두 집단을 이용하여 분석할 경우 오류를 범할 수 있다고 제시하였다.

이에 따라, 본 연구에서는 분석 아동의 2012년도 이용기관과 2012년 보육료 및 유아학비 수급 여부 정보를 이용해 간접적으로 지원 자격 여부를 파악하고자 한다. 먼저, 비교집단을 '2012년 당시 지원 대상이었을 것으로 추정되는 집단'으로 정의하고 다음과 같이 설정한다. 2012년 조사 당시, 보육료 및 유아학비 수급 여부에 대해 수혜 경험이 있다고 응답⁴⁾한 집단을 비교집단으로 설정한다. 왜냐하면, 2012년에는 소득인정액 기준 하위 70% 이하만이 지원을 받을 수 있었기 때문이다. 또한, 2013년은 소득과 관계없이 지원이 이루어지므로, 이 집단은 2012~2013년 모두 지원 대상일 것이라 판단된다. 이렇게 설정된 비교집단은 977가구이다.

다음으로, 처리집단은 '2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단'으로 정의하며, 다음과 같이 설정한다. 2012년에 어린이집, 유치원을 이용한 경험이 있으면서,

3) 소득인정액 계산식은 1단계에서 근로소득 및 사업소득과 승용차 재산(2500cc 이상인 경우 자동차 가액의 1/3)을 더하고, 2단계에서 토지 시가표준액에서 지역별 적용율을 나눈 값, 주택 및 건축물의 시가표준액에 적용율을 나눈 값, 전월세 보증금, 2500cc 미만 자동차의 가액을 더 한 뒤 지역별 기초공제 값과 금융권 대출 잔액을 뺀다. 3단계에서 2단계의 잔액이 0원 이상인 경우, (2단계 잔액 × 4.17% × 1/3) + (금융재산 가액 × 6.26% × 1/3)를 하고 2단계 잔액이 0원 미만인 경우, (2단계 잔액 + 금융재산 가액) × 6.26% × 1/3으로 계산한다. 마지막 최종 소득 인정액은 1단계와 3단계의 값을 더해 얻는다(이지완, 2019).

4) '귀 닥은 지난 1년 간 국가로부터 어린이집이나 유치원 이용비용 지원 및 OO(이)의 양육에 도움이 되는 다음과 같은 지원을 받은 적이 있습니까?'라는 문항 중 보육료 및 유아학비 항목에 대한 응답을 사용하였다.

보육료 및 유아학비 지원을 받은 적이 없다고 응답한 경우, 지원 자격이 없었을 가능성이 크리라 추정하여 처리집단으로 설정한다. 이는 지원 대상 가구임에도 불구하고 보육료 및 유아학비 지원을 받지 않는 경우는 거의 없을 것이라는 가정하에 이루어진 것이다. 물론, 지원 대상 가구임에도 불구하고, 보육료 지원 사실에 대해 알지 못하거나, 절차상의 이유로 신청을 하지 못하여 보육료를 받지 못한 경우도 발생할 수 있다. 그러나, 만 0~5세 중 소득 하위 70% 이하 계층에 대한 지원은 2009년도부터 이루어져 왔으며, 보육료 및 유아학비 신청은 복잡한 절차가 필요하지 않다. 따라서, 이러한 경우는 드물 것으로 판단된다. 뿐만 아니라, 2012년에 반일제 이상 학원만을 이용한 경우도 처리집단에 포함한다. 반일제 이상 학원만을 이용한 아동의 가구 소득 분포를 확인해보면, 비교집단보다 월등히 높고, 어린이집, 유치원을 다니면서 보육료 지원을 받지 않은 가구의 소득 수준보다도 전반적으로 높은 경향을 보인다. 따라서, 반일제 이상 학원만을 이용한 집단은 2012년도 소득 상위 30% 집단에 속할 가능성이 크다고 판단하여 처리집단으로 설정한다. 이렇게 설정된 처리집단은 687가구이며, 대다수는 2012년에 어린이집, 유치원을 이용한 경험이 있는 가구이다.

2012년도에 어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원 중 어느 기관도 이용하지 않은 경우는 분석 대상에서 제외하였다. 어느 기관도 이용하지 않은 가구의 경우, 다양한 소득 분포가 혼재된 것으로 보인다. 또한, 기관을 이용하지 않은 이유에 대한 응답을 보면, 미이용 가구 중 12.8%만이 '비용이 부담되어서'라고 응답하였고, '개인적으로 아이를 키우고 싶어서' 또는 '기관에 보낼 필요성을 느끼지 못해서'라고 응답한 경우가 더 많았기 때문에, 처리집단과 비교집단으로 구분할 기준이 모호하다고 판단하였다. 따라서, 이에 해당하는 39가구가 표본에서 제외되었다.

〈표 1〉은 위와 같은 정의에 따라 구분된 처리집단과 비교집단의 월평균 가구 소득을 나타낸다. 처리집단의 월평균 가구소득은 약 578만 원, 비교집단의 월평균 가구소득은 약 417만 원으로 나타났다. 예상하였던 바와 같이, 처리집단의 월평균 가구소득이 더 높은 것으로 나타났다. 그러나, 이 자료만으로 처리집단이 실제 2012년 미지원 대상 가구와 정확히 일치하는지 파악하는 것은 한계가 있다. 또한, 처리집단과 비교집단을 설정하는 과정에서 논의된 가정이 맞지 않을 경우, 추정치와 실제 ITT 간의 차이가 발생할 수 있다. 이에 따라, 본 논문에서의 추정된 효과를 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 '2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단'에 미친 효과로 해석하고자 한다.

〈표 1〉 처리집단과 비교집단의 가구 소득 비교

단위: 만원		
	처리집단	비교집단
월평균 가구 소득	578.32 (543.45)	417.75 (409.03)
<i>N</i>	672	970

주: 1) 가구 소득은 가구 근로(사업) 소득, 자산 소득, 공적 이전 소득, 사적 이전 소득을 더하여 계산됨.
 2) 각 소득 변수에 대해 결측치가 있는 가구는 계산에서 제외됨.
 3) 괄호 안은 표준편차를 나타냄.

2012년도 자료를 이용해 각 가구가 속하는 집단을 파악한 후, 2013년도 자료와 가구 ID로 연결하여 2013년도 자료의 각 가구가 어떤 집단에 속하는지 판단한다. 이후 종속변수 혹은 통제변수에 결측치가 있는 경우를 표본에서 제외하여 최종적으로 3,136가구(5차 1,624가구, 6차 1,512가구)를 이용해 분석을 시행한다.

본 연구의 식별방법에 대한 중요한 가정은 정책 효과와 관계없이 아동의 연령이 증가함에 따라 일반적으로 발생하는 지출의 추세가 두 집단에서 같아야 한다는 것이다. 통상적으로 이 가정을 간접적으로 확인하기 위해 정책 변화 이전 시기의 추세를 비교한다. 정책 변화 이전 시기의 추세를 비교하는 방법이 설득력을 갖기 위해서는 정책 변화 이전에 두 집단에 다른 영향을 미치는 여타 정책이 없어야 한다. 그러나 정책 이전 시기에 두 집단의 분석 아동의 형제, 자매를 통해서 가구 지출에 서로 다른 영향을 미치는 정책이 존재한다. 구체적으로, 2011~2012년에 만 0~2세, 만 5세에 대한 보육료 지원 기준이 소득 하위 70% 이하에서 전 계층으로 확대된 부분이 영향을 미칠 수 있다.

따라서 본 연구에서는 정책 이전 시기의 추세를 확인하지 않고, 정책 이후 추세를 검증하고자 한다. Kim과 Lee(2019)는 비교집단이 정책의 영향을 받지 않는 통상적인 이중차분모형과 달리, 비교집단이 분석 기간 동안 정책 대상인 경우, 정책 이후 추세를 검증하는 것이 적절함을 제시하였다. 실제 실증 연구에서도 이 같은 검증 방법이 적용되었다(Mahmud & Sawada, 2018).⁵⁾ 이에 따라, 본 연구는 2013~2014년 사이에 발생한 두 집단의 지출 변화를 비교함으로써 공통 추세 가정을 검증한다. 2013~2014년은 만 0~5세 아동에 대한 보육료 및 유아학비, 가정양육수당 지원 기준이 소득과 관계없이 전 계층에 동일하기 때문에 위 가정을 확인하기 적합하다고 판단된다. 또한, 2013~2014년은 분석

5) Mahmud와 Sawada(2018)는 새로운 다리 건설이 고용에 미친 효과를 추정하였다. 이를 위해 이 미 다리가 건설된 지역을 비교집단으로 이용하여 이중차분법을 사용하였다. 식별 방법의 정당성을 검증하기 위해, 새로운 다리 건설 이후의 두 지역의 고용 변화를 분석하였다.

아동이 여전히 육아보육기관을 이용하는 시기이므로, 2012~2013년과 유사한 환경이다. 제Ⅲ장 2절에서는 2013~2014년에 발생한 두 집단의 지출 변화 분석 결과를 제시한다.

본 연구의 결과는 분석 아동의 형제 또는 자매의 존재 여부에 의해서 영향을 받을 수도 있다. 예를 들어, 2012년 처리집단 중 만 3세의 자녀뿐만 아니라 만 4세의 자녀도 있는 가구의 경우, 2013년에 보육료 지원 액수가 비례하여 증가할 수 있다. 본 연구에서 이용하는 자료에서는 형제 또는 자매의 정확한 연령을 공개하지 않는다. 따라서 2012년 기준 만 3세와 만 4세의 연년생 자녀가 포함된 가구의 수를 정확히 측정할 수는 없다. 그러나 본 연구의 분석 대상이 출생 순위가 첫째인 경우를 포함하여 다양한 형제, 자매 조합으로 구성되어 있으며, 통상적으로 연년생 비율이 높지 않은 점을 고려한다면, 결과에 큰 영향을 미치지 않으리라 판단된다. 제Ⅲ장 5절 강건성 분석 부분에서는 출생 순위가 첫째인 아동만을 대상으로 분석을 시행하여 주요 결과와 차이가 있는지 확인한다.

본 연구에서는 2012~2013년 사이 가구의 지출 양상에 변화를 미칠 가능성이 있는 다른 정책에 대해서도 살펴보았다. 위 시기에 발생한 가정양육수당 지원 제도 변화가 영향을 미칠 수 있으리라 보인다. 가정양육수당 정책은 2012년 당시 차상위 이하 가구를 대상으로 만 0세~취학 전 아동에 대해 연령별 차등 지원하는 방식이었다. 가정양육수당 정책은 2013년 전 계층 만 84개월 미만 아동에 대해 연령별 차등 지원하는 방식으로 변화하였다. 본 연구의 표본에서 차상위 이하 계층이 차지하는 비중이 작으며, 차상위 이하 계층을 제외하면 처리집단과 비교집단 모두 2012년에는 가정양육수당 지원 대상이 아니었다가 2013년에 지원 대상이 된다. 따라서 자녀 수를 통제된 상태에서 이중차분을 할 경우 가정양육수당 정책 변화로 발생한 두 집단 지출 변화는 상쇄될 것으로 판단된다. 제Ⅲ장 5절 강건성 분석 부분에서는 전체 표본 중 차상위 이하 가구를 제외하고 분석한 결과를 제시하여 주요 결과와 차이가 있는지 확인한다.

3. 분석모형

본 연구에서는 이중차분 모형을 이용한다. 이중차분 모형은 특정 집단에만 정책의 변화가 적용되고, 다른 집단에 대해서는 변화가 적용되지 않을 때 정책 효과를 파악하는데 이용할 수 있는 모형이다(Angrist & Krueger, 1999; Athey & Imbens, 2006). 정책의 효과를 분석하기 위해 정책의 영향을 받는 집단의 전후 변화만을 고려할 경우, 정책으로 인한 변화뿐만 아니라 기타 관측되는 변수와 관측되지 않는 변수의 변화에 기인한 영향을 배제할 수 없다(Lee, 2016). 관측되는 변수와 관측되지 않는 변수의 변화를 time effect로 정의한다면, 동일한 time effect를 경험하지만 정책의 변화를 겪지 않는 비교집단을 이용

함으로써 time effect를 제거할 수 있다(Lee, 2016).

본 연구에서 추정하는 효과는, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 ‘2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단’의 가구 지출에 미친 평균적인 효과이다. 제II장 2절 식별전략 부분에서 논의된 사항에 근거하여 이중차분 모형으로 표현하면 다음과 같다.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_t + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treat_i \cdot Post_t + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y 는 종속변수이며, 가구 소비성 지출, 전체 자녀를 위한 소비성 지출, 가구 비소비성 지출, 전체 자녀를 위한 비소비성 지출 각각이 해당한다. i 는 가구를 나타내며, t 는 조사연도를 나타낸다. $Treat_t$ 은 제II장 2절 식별전략 부분에서 정의된 바와 같이 ‘2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단’ 여부를 나타내는 변수이다. 처리집단이면 1, 비교집단이면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 2012년 자료를 이용해 각 가구의 $Treat_i$ 값을 결정한다. 2012년도 가구 ID와 2013년도 가구 ID를 연결하여 동일한 가구는 동일한 $Treat_i$ 값을 갖도록 한다. $Post_t$ 는 $t=2013$ 이면 1, $t=2012$ 이면 0으로 정의되는 더미변수이다. $Treat_i \cdot Post_t$ 는 $Treat_i$ 과 $Post_t$ 의 상호작용항이다. 본 연구에서 관심을 두는 파라미터는 β_3 이다. β_3 은 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 ‘2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단’의 가구 지출에 미친 평균적인 효과를 측정한다. X 는 보육료 및 유아학비 지원 외에 가구 지출에 영향을 미칠 수 있는 통제변수들로 구성된 벡터이다. ε_{it} 는 오차항을 나타낸다.

통제변수로는 분석 아동의 성별, 모의 연령, 모의 교육연수, 부의 교육연수, 자녀 수, 대도시 거주 여부, 조부모와 동거 여부 변수를 사용하였다. 선행 연구에 따르면, 아동의 성별에 따라 부모의 소비 형태가 다를 수 있음이 제시되었으며(Lancaster, Maitra, & Ray, 2008), 모의 연령, 부모의 학력, 대도시 거주 여부는 자녀 양육비, 가구 소비재 지출과 양의 상관관계에 있음이 보고되었다(이상하, 2019; 이채정, 2018; Nayga, 1995). 이를 근거로 해당 변수들을 통제변수로 이용하였다. 또한, 자녀 수가 증가할수록 가구 지출이 증가하며, 특히 식비와 보육비 지출이 증가하는 것을 보인 선행 연구결과에 따라 자녀 수도 통제하였다(최효미·강은진·조미라 외, 2018). 조부모와 동거 하는 경우, 그렇지 않은 가구와 비교해 항목별 지출 비중의 차이가 있음이 보고되었다(황남희·김경래·배혜원 외, 2017). 이에 따라 조부모와 동거 여부를 통제변수로 추가하였다.

4. 변수의 정의

종속변수는 ‘가구 소비성 지출’, ‘전체 자녀를 위한 소비성 지출’, ‘가구 비소비성 지출’, ‘전체 자녀를 위한 비소비성 지출’을 사용한다. 한국아동패널 조사에는 ‘지난 1년간 귀댁의 월평균 가구지출액은 얼마입니까?’라는 문항이 있으며, 위의 네 가지 세부항목에 대해 각각 응답하게 되어 있다. ‘가구 소비성 지출’은 월평균 가구 총 소비성 지출액으로 정의된다. ‘전체 자녀를 위한 소비성 지출’은 위의 ‘가구 소비성 지출’ 중 가구 내 전체 자녀들을 위한 소비성 지출액으로 정의된다. 소비성 지출이란 식비, 주거비, 보육교육비(특별활동비), 양육비, 의료비, 현물 구입비, 기타 잡비 등을 포함하는 것이라고 설문지에 명시되어 있다. ‘가구 비소비성 지출’과 ‘전체 자녀를 위한 비소비성 지출’은 각각 월평균 가구 총 비소비성 지출액과 이 중 전체 자녀를 위한 비소비성 지출액으로 정의된다. 비소비성 지출이란 각종 세금, 적금, 4대 보험, 기타 보장성 보험, 타 가구를 위한 생활비 등을 포함하는 것이라고 명시되어 있다. 응답에 대한 단위는 모두 만원이다.

통제변수에 대한 정의는 다음과 같다. ‘여성’은 아동 성별이 여성이면 1, 남성이면 0으로 정의된다. ‘모의 연령’은 조사 당시 모의 만 연령이다. ‘모의 교육연수’와 ‘부의 교육연수’는 모와 부의 최종학력에 대한 응답을 교육연수로 변환하여 사용한다. ‘자녀 수’는 가구의 자녀 수에 대한 응답을 사용한다. ‘대도시 거주’는 대도시에 거주하면 1, 중소도시 또는 읍/면에 거주하면 0으로 정의된다. ‘조부모와 동거’는 조부모와 동거하는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 정의된다.

Ⅲ. 연구결과

1. 기초통계 분석

〈표 2〉는 처리집단과 비교집단의 통제변수에 대한 기초통계량을 제시한다. 두 시기 모두에 대해 처리집단이 비교집단에 비해 아동 성별이 여성인 경우가 적으며, 모의 연령은 평균적으로 높은 것으로 나타났다. 또한, 처리집단의 모와 부의 교육연수가 평균적으로 높게 나타났다. 처리집단의 평균적인 자녀 수는 비교집단에 비해 적으며, 대도시 거주 비율, 조부모와의 동거 비율도 비교집단에 비해 낮은 것으로 나타났다. 이처럼 가구 지출에 영향을 미칠 수 있는 인구학적 특성에 두 집단 간 차이가 있으므로, 통제변수들을 모두 포함한

식 (1)의 추정 결과를 본 연구의 주요 결과로 해석하고자 한다.

〈표 2〉 기초통계량: 통제변수

	2012		2013	
	처리집단	비교집단	처리집단	비교집단
여성	0.47 (0.50)	0.50 (0.50)	0.47 (0.50)	0.49 (0.50)
모의 연령	35.07 (3.27)	34.60 (3.97)	36.39 (3.24)	35.93 (3.86)
모의 교육연수	15.45 (2.03)	14.22 (2.06)	15.43 (2.02)	14.21 (2.05)
부의 교육연수	15.88 (2.30)	14.55 (2.26)	15.84 (2.30)	14.56 (2.26)
자녀 수	1.92 (0.59)	2.12 (0.69)	2.04 (0.62)	2.20 (0.70)
대도시 거주	0.35 (0.48)	0.41 (0.49)	0.37 (0.48)	0.45 (0.50)
조부모와 동거	0.06 (0.24)	0.08 (0.27)	0.08 (0.27)	0.09 (0.28)
<i>N</i>	668	956	639	873

주: 괄호 안은 표준편차를 나타냄.

2. 식별 전략의 정당성에 대한 검증 결과

본격적인 이중 차분 분석에 앞서, 본 연구의 식별 전략의 정당성에 대해 검증해보고자 한다. 이를 위해, 처리집단과 비교집단 사이에 아동의 연령 증가에 따른 지출 증감에 차이가 있는지 분석한다. 처리집단이 비교집단에 비해 전반적인 소득 수준이 높다는 점을 감안하면, 아동의 연령 증가에 따른 지출 증가가 처리집단에 더 크게 나타날 가능성이 있다. 만약, 이 차이가 클 경우, 본 연구에서 추정하는 정책 효과가 과대 추정될 수 있다. 이를 간접적으로 확인해보기 위해, 두 집단이 모두 정책 대상에 속해 있는 2013~2014년 시기, 즉 만 4세 아동이 만 5세가 될 때 발생한 두 집단의 지출 변화를 파악해보았다.

추정을 위하여 「한국아동패널」 6차(2013년) 자료와 7차(2014년) 자료를 사용한다. 추정 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_i \cdot Post_t + X'_{it} \delta + u_{it} \quad (2)$$

2012년도 자료를 이용해, 제II장 2절 식별전략 부분에서 정의된 바에 따라, 각 가구의 $Treat_i$ 값을 구한 후, 2013년과 2014년 자료 각 가구에 가구 ID로 연결하여 $Treat_i$ 값을 부여한다. $Post_t$ 는 $t=2014$ 이면 1, $t=2013$ 이면 0으로 정의된다. α_3 의 추정치의 크기가 크고 통계적으로 유의할 경우, 두 집단은 정책과 관계없이 지출 변화 차이가 있는 것이다. 이 경우, 추후 제시할 이중차분분석 결과를 정책 효과로 해석할 수 없게 된다. α_3 의 추정치의 크기가 크지 않고 유의하지 않다면, 두 집단의 전반적인 소득 수준 차이에도 불구하고 지출 변화에는 큰 차이가 없다고 볼 수 있다. 이 경우, 본 연구의 주요 결과를 정책 효과로 해석하는 것이 설득력을 얻게 된다.

〈표 3〉은 식 (2)를 회귀 분석한 결과를 나타낸다. 각 종속변수에 대해 $Treat_i \cdot Post_t$ 의 계수 추정치만을 보여준다. 전반적으로 계수 추정치의 크기가 작고, 통계적으로 유의한 경우는 없다. 이는 아동의 연령 증가에 따른 두 집단의 지출 변화에는 큰 차이가 없음을 나타낸다. 이 결과는 본 연구에서 추정하는 정책 효과가 두 집단의 소득 수준 차이로 인해 과대 추정되는 부분은 거의 없으리라는 점을 암시한다.

〈표 3〉 2013~2014년 회귀 분석 결과

	가구 소비성 지출	전체 자녀를 위한 소비성 지출	가구 비소비성 지출	전체 자녀를 위한 비소비성 지출
Treat·Post	2.86 (7.82)	2.46 (3.98)	1.08 (8.02)	1.13 (2.17)
<i>N</i>	3,007	3,007	3,007	3,007
R^2	0.13	0.14	0.08	0.05

주: 1) 괄호 안은 표준오차를 나타냄.

2) 기타 통제 변수와 상수항에 관한 결과는 생략됨.

3. 단순 이중 차분 분석 결과

본격적으로, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 '2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단'(처리집단)의 지출 변화에 미친 영향을 분석하고자 한다. 〈표 4〉는 각 종속변수에 대한 단순 이중 차분 분석 결과를 보여준다. 먼저, 처리집단은 비교집단보

다 모든 지출 항목에 대해, 시기와 관계없이 유의하게 많은 지출을 하는 것으로 나타난다. 가구 소득과 지출이 양의 상관관계에 있음을 고려하면, 이 결과는 처리집단과 비교집단의 구분이 실제 대상 자격 집단의 구분과 유사할 수 있으리라는 점을 뒷받침한다. 비교집단의 경우, 정책 변화 전후 시기에 소비성 지출의 변화가 유의하지 않았다. 그러나, 비소비성 지출은 유의하게 증가한 것으로 나타난다. 이는 이중차분법을 사용하지 않고 처리집단의 정책 변화 전후 지출 차이만을 정책 효과로 해석할 경우, 비소비성 지출에 대한 효과를 과대 해석하는 오류를 범할 수 있음을 시사한다.

다음으로 이중 차분 값을 해석하고자 한다. 처리집단의 가구 소비성 지출은 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대로 인해 월평균 약 9.33만 원 감소한 것으로 나타난다. 가구 소비성 지출 중 전체 자녀를 위한 소비성 지출은 정책 효과로 인해 월평균 약 9.94만 원 감소한 것으로 나타난다. 이 결과를 통해서 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대로 인해 전체 자녀를 위한 소비성 지출이 절감되었으며, 이는 가구 전체 소비성 지출 절감으로 이어졌음을 예상해 볼 수 있다. 가구 비소비성 지출은 정책 효과로 인해 월평균 약 1.12만 원 증가한 것으로 보인다. 전체 자녀를 위한 비소비성 지출은 월평균 약 2.5만 원 증가한 것으로 나타난다. 종합해보면, 보육료 및 유아학비 확대 정책은 가구의 소비성 지출을 절감시키면서, 비소비성 지출을 증가시키는 효과를 거두리라 예상된다. 다음 절에서는 정책 외에 두 집단의 지출 양상에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제함으로써, 더 정확한 정책 효과를 도출하고자 한다.

〈표 4〉 단순 이중 차분 분석 결과

			단위: 만원
	비교집단	처리집단	차이
<hr/>			
가구 소비성 지출			
정책 변화 전(2012)	204.38	264.51	60.13 $t=10.10^{***}$
정책 변화 후(2013)	201.55	252.35	50.80 $t=8.83^{***}$
차이	-2.83 $t=-0.66$	-12.16 $t=-1.72^*$	-9.33
<hr/>			
전체 자녀를 위한 소비성 지출			
정책 변화 전(2012)	86.31	113.71	27.40 $t=9.01^{***}$
정책 변화 후(2013)	85.89	103.35	17.46 $t=5.95^{***}$

	비교집단	처리집단	차이
차이	-0.42 $t=-0.17$	-10.36 $t=-3.00^{***}$	-9.94
가구 비소비성 지출			
정책 변화 전(2012)	104.05	148.52	44.47 $t=7.22^{***}$
정책 변화 후(2013)	146.13	191.72	45.59 $t=7.68^{***}$
차이	42.08 $t=10.69^{***}$	43.2 $t=5.69^{***}$	1.12
전체 자녀를 위한 비소비성 지출			
정책 변화 전(2012)	24.52	27.05	2.53 $t=2.05^{**}$
정책 변화 후(2013)	31.03	36.06	5.03 $t=3.26^{***}$
차이	6.51 $t=6.12^{***}$	9.01 $t=5.42^{***}$	2.50

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

4. 회귀분석 결과

회귀분석에 앞서, 식 (1)에 대한 변수 선택의 적합도 평가를 시행하였다. 전진 선택법과 후진 제거법을 실시한 결과, 아동 성별 변수가 일관되게 모형에서 제외되는 것으로 나타났다. 아동 성별 변수는 모형에서 제외된 후, 회귀분석을 시행하였다.

〈표 5〉는 각 종속변수에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 주로 분석할 추정치는 Treat·Post의 계수로서, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 ‘2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단’(처리집단)에 미친 효과를 나타낸다. 〈표 5〉의 첫 번째 열의 결과는 가구 소비성 지출에 관한 결과이다. 보육료 및 유아학비 지원 확대 정책은 처리집단의 가구 소비성 지출을 월평균 약 9.32만 원 감소시킨 것으로 나타난다. $t=-1.23$ 로 나타났다. 비록, 유의수준 10% 하에서 유의하지 않지만 단측검정에 대한 p 값이 0.11로 0.10에 가깝다. 또한, 본 연구의 목적이 정책 효과로 인해 가구 지출 액수가 평균적으로 얼마나 변화했는지 분석하는 것이므로, 이 계수를 정책 효과로 해석하고자 한다.

〈표 5〉의 두 번째 열은 전체 자녀를 위한 소비성 지출에 관한 결과를 나타낸다. Treat·Post의 계수 추정치는 -10.37이며 유의수준 1% 하에서 유의한 것으로 나타난다. 보육료

및 유아학비 지원 대상 확대는 처리집단의 전체 자녀를 위한 소비성 지출을 월평균 약 10.37만 원 감소시킨 것으로 보인다. 소득 수준이 높은 처리집단에서 약 10.37만 원의 전체 자녀를 위한 소비성 지출이 감소하였다는 것은 직접적인 지출 절감효과를 나타내는 것으로 보인다. 따라서 보육료 지원 확대의 목표 중 하나인 보육비 절감에 대해서는 효과를 보인 것으로 판단된다. 또한, 가구 소비성 지출의 결과와 함께 해석하면, 가구 소비성 지출 변화의 대부분이 전체 자녀를 위한 소비성 지출 변화에서 기인한 것으로 보인다. 즉, 확대된 가구 예산이 자녀를 위한 지출 이외의 용도로 거의 사용되지 않는 것으로 판단된다. 마지막으로, 보육비 및 유아학비 지원으로 절감된 비용이 전체 자녀를 위해 재투자된 것으로 보인다. 본 연구에서 사용한 자료를 통해 계산한 결과, 2013년 처리집단의 약 89%가 보육료 및 유아학비 지원을 받은 것으로 나타난다. 이 중 87%⁶⁾가 지원 단가 22만 원의 어린이집, 사립 유치원을 이용하는 것으로 나타났다. 처리집단이 절감된 예산을 전혀 사용하지 않았을 경우, Treat·Post에 대한 계수 추정치가 -18에 가까운 결과가 도출되었을 것이다. 그러나 -10.37이 나왔으므로, 절감된 예산이 자녀를 위해 재투자된 것으로 판단된다.

〈표 5〉의 세 번째 열은 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 처리집단의 가구 비소비성 지출에 미친 효과를 나타낸다. Treat·Post의 계수 추정치는 0.79로 크기가 작으며 p 값은 매우 큰 것으로 나타났다. 따라서 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 가구 비소비성 지출에 미친 영향은 없는 것으로 판단된다.

〈표 5〉의 네 번째 열은 전체 자녀를 위한 비소비성 지출에 관한 결과이다. Treat·Post의 계수 추정치는 2.23이며 $t = 1.21$ (단측검정 p 값: 0.11)이다. 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 처리집단의 전체 자녀를 위한 비소비성 지출을 작게나마 증가시키는 것으로 보인다. 다만, 제Ⅲ장 2절의 식별 전략의 정당성 검증 결과, 정책 적용이 동일한 2013~2014년에도 처리집단의 자녀에 대한 비소비성 지출이 약 1.13만 원 더 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 실제 정책 효과는 2.23만 원보다 작으리라 예상된다.

6) 이 수치는 아동이 다니는 육아지원기관의 설립 유형에 대한 문항을 통해서 도출한 값이다. 이 응답에 대해서는 결측치가 존재하며, 결측치를 제외한 응답자들에 대한 비율이다.

〈표 5〉 회귀분석 결과

	가구 소비성 지출	전체 자녀를 위한 소비성 지출	가구 비소비성 지출	전체 자녀를 위한 비소비성 지출
Treat·Post	-9.32 (7.61)	-10.37*** (3.80)	0.79 (7.75)	2.23 (1.84)
Treat	48.47*** (5.48)	26.35*** (2.74)	30.60*** (5.59)	2.95** (1.32)
Post	-7.95 (4.96)	-5.13** (2.48)	39.97*** (5.06)	5.43*** (1.20)
모의 연령	2.50*** (0.52)	1.49*** (0.26)	2.16*** (0.53)	0.43*** (0.13)
모의 교육연수	7.71*** (1.10)	3.08*** (0.55)	5.73*** (1.12)	0.63** (0.26)
부의 교육연수	3.54*** (0.99)	1.78*** (0.49)	3.65*** (1.01)	-0.09 (0.24)
자녀 수	12.47*** (2.91)	26.38*** (1.46)	-3.42 (2.97)	6.70*** (0.70)
대도시 거주	13.35*** (3.87)	10.98*** (1.93)	-16.84*** (3.94)	-1.81* (0.93)
조부모와 동거	26.52*** (7.01)	-1.26 (3.50)	38.41*** (7.15)	2.92* (1.70)
상수항	-77.30*** (22.52)	-95.33*** (11.25)	-94.34*** (22.95)	-11.45** (5.44)
<i>N</i>	3,136	3,136	3,136	3,136
<i>R</i> ²	0.12	0.18	0.11	0.07

주: 괄호 안은 표준오차를 나타냄.

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

5. 강건성 분석 결과

다음으로, 강건성 분석을 시행하였다. 〈표 6〉의 첫 번째 열은 고정효과 모형을 이용해 추정된 결과를 나타낸다. 이를 위해, 5차(2012년) 조사와 6차(2013년) 조사에 모두 응답한 가구만을 이용하였다. 각 종속변수에 대해 $Treat_i \cdot Post_t$ 및 $Post_t$, 가구별 더미변수를 포함한 모형에 대해 회귀분석을 시행하였다. 표준오차는 가구에 대한 클러스터 표준오차를 사용하였다. 전반적으로, 각 종속변수에 대한 계수 추정치 크기와 유의성 여부가 주요 결과와 다르지 않다. 다만, 주요 결과에서와 다르게 가구 비소비성 지출에 대한 계수 추정치가 음수가 나왔다. 그러나 주요 결과와 마찬가지로 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다.

〈표 6〉의 두 번째 열은 차상위 이하 계층을 표본에서 제외한 후 식 회귀분석을 시행한 결과이다. 차상위 이하 계층은 2012년까지 만 36개월 미만 아동은 월 20만 원, 만36개월 이상~취학 전 아동은 월 10만 원의 양육수당을 지원받았다. 양육수당 정책은 2013년부터 전 계층에 대해 만 0세는 20만 원, 만 1세는 15만 원, 만 2~6세는 10만 원을 지원하는 방식으로 변화되었다. 차상위 이하 계층에 속하지 않는 경우, 처리집단과 비교집단 모두 2012년에 양육수당 지원 대상이 아니었다가 2013년 지원 대상이 되므로, 이중차분을 하면 효과는 상쇄될 것이다. 그러나 차상위 이하 계층은 2012~2013년 모두 지원 대상이므로 상대적으로 비용 절감 효과가 작을 것이다. 따라서 차상위 이하 계층을 제외한 표본에 대해 분석을 시행하여 주요 결과와 다른 결과가 나타나는지 확인하였다. 그 결과, 가구에 대한 비소비성 지출과 전체 자녀를 위한 비소비성 지출에 대한 추정치 계수가 주요 결과보다 커졌으나, 전반적인 해석에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

〈표 6〉의 세 번째 열은 분석 대상 아동의 출생 순위가 첫째인 가구만을 대상으로 회귀분석을 시행한 결과이다. 2012년 만 3세 아동의 가구에 만 4세 아동 또한 있는 경우, 처리집단의 2013년 보육료 및 유아학비 수혜 금액이 비례하여 증가할 수 있다. 따라서 출생 순위 첫째인 아동의 가구만을 대상으로 분석을 시행하여, 주요 결과와 비교해보고자 하였다. 분석 결과, 가구 소비성 지출과 자녀에 대한 소비성 지출의 계수 추정치 크기가 주요 결과와 비교하여 약간 감소하였다. 이 사실은 주요 결과 추정 시 처리집단에 만 3세와 만 4세 자녀가 있는 가구가 포함되어 보육비 지출이 이에 비례하여 절감된 경우가 있었을 가능성을 암시한다. 그러나 그로 인한 영향력은 크지 않은 것으로 보이며, 정책 효과 해석에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

〈표 6〉 강건성 분석 결과

	고정효과 모형	차상위 이하 제외	출생 순위 첫째
가구 소비성 지출	-10.29 (8.73)	-10.35 (7.74)	-8.81 (10.46)
전체 자녀를 위한 소비성 지출	-10.30*** (3.66)	-9.96** (3.86)	-8.78* (4.53)
가구 비소비성 지출	-2.24 (8.04)	3.32 (7.86)	1.48 (12.23)
전체 자녀를 위한 비소비성 지출	2.00 (2.14)	3.04 (1.87)	2.78 (2.33)
<i>N</i>	3,037	3,015	1,423

주: 1) 괄호 안은 표준오차를 나타냄.

2) 기타 통제 변수와 상수항에 대한 결과는 생략됨.

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

IV. 논의 및 결론

본 연구에서는 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대가 2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단의 가구 지출에 미친 효과를 분석하였다. 이를 위해, 2013년에 만 3~4세 아동에 대한 지원 대상이 소득 하위 70% 이하에서 전 계층으로 확대된 정책 변화를 이용하였다. 구체적으로, 2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단의 만 3세 아동의 가구에 대해, 2012~2013년 사이 발생한 가구 지출 변화를 분석하였다. 정책 효과 식별을 위해, 2012년 만 3세 아동의 가구 중 2012~2013년 모두 지원 대상이었을 것으로 추정되는 가구를 비교집단으로 설정하여 이중차분법을 실시하였다. 식별 전략의 정당성 검증과 강건성 분석을 통해 주요 결과의 타당성을 입증하고자 하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단의 가구 소비성 지출을 감소시키는 것으로 나타났다. 해당 가구의 전체 소비성 지출은 정책 효과로 인해 월평균 약 9.32만 원 감소하였다. 소비성 지출에는 보육료 및 유아학비가 포함되어 있으므로, 위 결과는 보육비 및 유아학비 지원 대상 확대에 의한 직접적인 비용 절감 효과를 나타내는 것으로 판단된다. 위 결과는 보육료 및 유아학비 지원이 가구의 기관이용비용 및 보육비 지출 경감에 효과를 미친 것으로 나타난 선행연구들의 결과를 뒷받침한다(이상하, 2019; 이윤진·이정원·김문정, 2013; 정수지·박윤현·송지나 외, 2016). 종합해보면, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 정책 목표 중 하나인 양육비 및 교육비 부담 경감에 대해서 긍정적인 효과를 미친 것으로 판단된다.

둘째, 가구의 소비성 지출 절감액과 전체 자녀를 위한 소비성 지출 절감액이 거의 같았다. 가구 전체 소비성 지출이 월평균 약 9.32만 원 감소하였는데, 전체 자녀를 위한 소비성 지출이 월평균 약 10.37만 원 감소하였다. 이는 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대에 의해 절감된 비용이 자녀 외의 가구원을 위한 소비성 지출에는 거의 사용되지 않는 것을 의미한다. 이윤진, 이정원과 김문정(2013)에 따르면, 기존에 교육, 보육비 지원을 받지 않던 가구의 경우, 보육비 지원금 사용처 중 전체 자녀를 위한 교육비 및 기관이용비용에 대한 비율(63.3%)⁷⁾이 가장 큰 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 위 선행 연구의 결과와 같은 맥락이라 할 수 있다. 다만, 위 선행 연구에 따르면 절감액을 가족 생활비로 사용한다고 응답한 비율이 30.1%로 나타났다(이윤진·이정원·김문정, 2013). 이에 대해서는 가족 생활

7) 5가지 응답 항목 중 해당 자녀 사교육비, 다른 자녀 유치원 또는 어린이집 비용, 다른 자녀 사교육비에 대한 응답 비율의 합으로 도출한 비율이다.

비 중 자녀에 대한 생활비로 사용한 비중을 알지 못하기 때문에 직접적인 비교에는 한계가 있다고 판단된다.

셋째, 보육료 및 유아학비 지원액이 전체 자녀를 위해 재투자 되는 것으로 보인다. 2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단의 보육료 및 유아학비 수급 비율과 보육기관 유형별 지원 단가를 통해 계산한 결과, 이 집단은 2013년 평균적으로 월 18만 원의 지원액을 받았을 것으로 추정된다. 가구 전체의 소비성 지출이 월평균 9.32만 원, 이 중 전체 자녀를 위한 소비성 지출이 월평균 10.37만 원 감소하여 18만 원보다 적으므로, 지원액으로 절감된 예산 중 약 절반이 자녀를 위해 재투자되었을 것으로 판단된다. 선행 연구에 따르면, 보육료 및 유아학비 지원이 소득 상위 가구의 자녀에 대한 사교육비 비용을 증가시키는 것으로 보고되었다(이윤진·이정원·김문정, 2013; 정수지·박윤현·송지나 외, 2016). 또한, 국외연구에서도 보육 정책 대상 확대가 지원 아동의 교육 성취와 연관이 있음이 제시되었다(Herbst, 2017; Huizen & Plantenga, 2018). 종합해보면, 보육료 및 유아학비 지원으로 인해 자녀에 대한 교육 투자가 증가하였을 것으로 예상된다.

마지막으로, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 저축, 보험과 같은 가구의 비소비성 지출에는 전반적으로 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 전체 자녀를 위한 비소비성 지출은 적게나마 증가시키는 것으로 분석되었다. 이는 보육료 및 유아학비 지원으로 절감된 비용이 자녀를 위한 저축, 보험과 같은 항목에도 투자된다는 점을 의미한다. 이는 보육료 및 유아학비 지원 효과 분석 시에 단기적 효과뿐 아니라 장기적 효과도 염두에 두어야 한다는 점을 제시한다.

V. 정책적 제언 및 시사점

본 연구의 결과에 따르면, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 주요 목표인 ‘보육비 및 교육비 경감’에 대해 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나, 또 다른 목표인 ‘교육기회 균등’과 ‘출산율 제고’에 대해서는 면밀한 검토가 필요함을 시사한다. 본 장에서는 연구의 결과를 토대로 다음과 같은 정책적 제언 및 시사점을 제시하고자 한다.

먼저, 본 연구의 결과는 소득 상위 집단에 대한 보육료 및 유아학비 지원이 유아 교육 수준 차이를 심화시키는지에 대해 검토될 필요성을 제시한다. 본 연구에서는 2012년 당시 지원 대상이 아니었을 것으로 추정되는 집단에 지원된 보육료가 전체 자녀를 위한 소비성 지출에 재투자되는 것으로 분석되었다. 이윤진, 이정원과 김문정(2013)은 소득이 높을수록

보육료 지원액을 해당 자녀에 대한 사교육비로 사용하는 비율이 높다는 결과를 제시하였다. 이와 종합해보면, 보육료 및 유아학비 지원 대상 확대는 소득 상위 자녀의 교육 증대로 이어졌을 가능성이 클 것으로 판단된다. 이미 보육비·교육비 지출이 상대적으로 높은 소득 상위 집단이 교육 투자를 증가시킬 경우, 소득에 따른 유아 교육 격차가 심화될 수 있다. 유아기의 교육 수준과 장기적 교육 성취가 높은 상관관계를 보이는 점을 고려한다면, 이는 궁극적으로 성인기의 교육 격차로도 이어질 수 있음을 암시한다(Barnett, 1995; Garces, Thomas, & Currie, 2002; Reynolds, Temple, Robertson et al., 2001). 따라서 보육료 및 유아학비 지원 확대로 인해 유아 교육 수준 차이가 심화되는지, 이로 인해 장기적 교육 성취에도 차이가 발생하는지 검증될 필요가 있다.

둘째, 본 연구의 결과는 보육정책의 또 다른 목표인 '출산율 제고'와 관련해서 시사점을 제시한다. 우리나라는 보육정책을 통해 출산율을 높이기 위해 지속적으로 노력하고 있지만, 출산율은 여전히 낮은 수준에 머물러있다(박진백·이재희, 2016; 장민영·박은혜·이진화, 2017). 김은정과 이혜숙(2016)은 실증 분석을 통해 보육료 지원 확대 정책이 유아기 자녀를 둔 소득 상위 가구의 추가출산 계획에 긍정적인 영향을 미치지 못한다는 결과를 제시하기도 하였다. 본 연구의 결과는 위 결과에 대한 잠재적 경로를 제시한다. Becker(1960)는 가구 소득이 증가할 때 자녀 수가 오히려 하락하는 현상을 설명하기 위해, 부모가 자녀 수뿐만 아니라 자녀의 자질(quality)도 고려한다고 주장하였다. 또한, 자녀의 자질에 대한 소득탄력성은 크지만, 자녀의 수에 대한 소득탄력성은 작거나 음일 수 있다고 주장하였다. 즉, 가구 소득이 증가할 때 부모는 기존 자녀의 자질을 향상시키기 위해 추가적인 지출을 하며, 이에 따라 한 자녀당 투입되는 비용이 커지면서 전체 자녀의 수는 증가하지 않을 수 있다는 것이다. 본 연구에서는 보육료 및 유아학비 지원으로 절감된 예산 중 일부가 즉각적으로 현재 자녀들을 위한 소비성 지출, 저축, 보험 등에 사용된다는 결과를 제시하였다. 반면, 다른 가구원을 위한 소비성 지출이나 저축에는 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 자녀의 자질에 대한 소득탄력성이 크다는 주장을 뒷받침하는 결과이며, 소득 상위 가구에 소득을 높여주는 지원 정책이 출산율 제고를 위한 효과적인 방법인지 검토될 필요성을 제시한다.

마지막으로, 본 연구의 결과는 보육료 및 유아학비 지원 확대 정책이 정책 목표와 관련된 보육비용, 노동공급, 출산뿐만 아니라 자녀와 부모의 다양한 특성에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 본 연구의 결과에 따르면 보육료 및 유아학비 지원으로 절감된 비용이 자녀에게 재투자되는 것으로 나타났다. 이로 인해, 자녀의 효용에 변화가 발생할 가능성이 있으며, 자녀의 단기적, 장기적 발달도 영향을 받을 수 있다. 또한, 자녀에 대한 소비성 지

출과 비소비성 지출이 증가함에 따라 부모의 효용도 간접적인 영향을 받으리라 예상된다. 국외에서는 보육료 지원 정책이 자녀의 발달, 교육 성취, 부모의 효용, 부모 사이의 관계 등에 어떤 영향을 미치는지 여러모로 연구되고 있다(Baker, Gruber, & Milligan, 2008; Havnes & Mogstad, 2011). 그러나 국내에서는 가구 보육비 및 사교육비, 모의 노동공급, 출산 계획의 변화에 대해 제한적으로 연구가 이루어지고 있다. 모든 세대의 삶의 질 개선과 성 평등 확립을 위한 저출산 정책으로의 전환이 논의되고 있는 현시점에서(최효미·박은정·김태우 외, 2019), 현 정책에 대한 보다 폭넓은 분석은 향후 정책 수립에 이바지하는 바가 있으리라 판단된다.

참고문헌

- 교육과학기술부(2012-2013). 유아학비 지원계획.
- 김은설·도남희·왕영희·송요현·이예진·정영혜·김영원(2012). 한국아동패널 2012. 육아정책연구소.
- 김은정·이혜숙(2016). 영유아 보육(돌봄) 지원 정책 평가와 정책 과제: 보육료 지원 정책을 중심으로. 한국보건사회연구원.
- 박진백·이재희(2016). 경기변동에 따른 주택가격변동이 출산율에 미치는 영향. 육아정책연구, 10(3), 51-69.
- 보건복지부(2012-2013). 보육사업안내.
- 윤미례·김태일(2017). 준실험설계에 의한 보육지원 정책의 고용효과 분석. 한국행정학보, 51(1), 205-231.
- 윤희숙·김인경·권형준(2013). 보육·유아교육 지원에 관한 9가지 사실과 그 정책적 함의. KDI FOCUS.
- 이상하(2019). 보육지원정책이 보육료 지출에 미치는 효과. 한국데이터정보과학회지, 30(1), 193-204.
- 이영욱(2014). 여성의 시간배분 결정이 보육 및 교육 정책에 주는 시사점. 한국개발연구원.
- 이영욱(2015). 보육료 지원정책에 대한 평가와 개선방향. KDI FOCUS.
- 이윤진·이정원·김문정(2013). 5세 누리과정 도입 후 교육·보육 지출비용 변화 분석: 2011-2012년 동일기관 이용 가구를 중심으로. 육아정책연구, 7(2), 166-189.
- 이지완(2019). 보육료지원 정책 확대의 여성 고용효과 분석. 석사학위논문. 서울대학교 대학원.

- 이채정(2018). 무상보육정책의 영유아 연령별 자녀양육비용 경감 효과 분석. *한국정책학회보*, 27(2), 109-132.
- 장민영·박은혜·이진화(2017). 유아교육 및 보육 정책 환경과 효과 분석: 핀란드, 영국, 일본을 중심으로. *육아정책연구*, 11(3), 21-45.
- 정수지·박윤현·송지나·김대웅·이순형(2016). 보육비 지원대상 확대에 따른 소득계층별 유아 보육비 및 사교육비 변화: 무상보육정책 시행을 중심으로. *아동학회지*, 37(2), 27-42.
- 최효미·강은진·조미라·조숙인·김태우(2018). 영유아 가구의 소비실태조사 및 양육비용 연구. 육아정책연구소.
- 최효미·박은정·김태우·우석진(2019). 육아정책분야 재정 투자의 성과 분석 연구. 육아정책연구소.
- 황남희·김경래·배혜원·김재호(2017). 가구의 소득·소비·조세 구조와 정책 과제 - 자녀 양육 가구와 노부모 부양 가구를 중심으로. 한국보건사회연구원.
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1999). Empirical strategies in labor economics. *Handbook of Labor Economics*, 3(A), 1277-1366.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics : An empiricist's companion*. Princeton University Press.
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2006). Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models. *Econometrica*, 74(2), 431-497.
- Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. (2008). Universal child care, maternal labor supply, and family well-being. *Journal of Political Economy*, 116(4), 709-745.
- Barnett, W. S. (1995). Long-term effects of early childhood programs on cognitive and school outcomes. *The Future of Children*, 5(3), 25-50.
- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility, in: Demographic and economic change in developed countries, *Universities-National Bureau of Economic Research Conference Series*, 11, 209-231.
- Garces, E., Thomas, D., & Currie, J. (2002). Longer-term effects of head start. *American Economic Review*, 92(4), 999-1012.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2011). No child left behind: subsidized child care and children's long-run outcomes. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2), 97-129.
- Herbst, C. M. (2017). Universal child care, maternal employment, and children's long-run outcomes: Evidence from the US Lanham Act of 1940. *Journal of Labor Economics*, 35(2), 519-564.

- Huizen, T., & Plantenga, J. (2018). Do children benefit from universal early childhood education and care? A meta-analysis of evidence from natural experiments. *Economics of Education Review*, *66*, 206-222.
- Kim, K., & Lee, M. J. (2019). Difference in differences in reverse. *Empirical Economics*, *57*(3), 705-725.
- Lancaster, G., Matira, P., & Ray, R. (2008). Household expenditure patterns and gender bias: Evidence from selected Indian states. *Oxford Development Studies*, *36*(2), 133-157.
- Lee, M. J. (2016). *Matching, regression discontinuity, difference in differences, and beyond*. Oxford University Press.
- Mahmud, M., & Sawada, Y. (2018). Infrastructure and well-being: employment effects of Jamuna bridge in Bangladesh. *Journal of Development Effectiveness*, *10*(3), 327-340.
- Nayga, R. M. (1995). Determinants of US household expenditures on fruit and vegetables: a note and update. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, *27*(2), 588-594.
- OECD (2019). OECD database. <https://data.oecd.org>에서 2020년 12월 1일 인출.
- Razin, A., & Sadka, E. (1995). *Population economics*. The MIT Press.
- Reynolds, A. J., Temple, J. A., Robertson, D. L., & Mann, E. A. (2001). Long-term effects of an early childhood intervention on educational achievement and juvenile arrest: A 15-year follow-up of low-income children in public schools. *Journal of the American Medical Association*, *285*(18), 2339-2346.

- 논문접수 11월 4일 / 수정본 접수 12월 3일 / 게재 승인 12월 28일
- 교신저자: 신유식, 고려대학교 경제학과 박사과정, yoosikshin@korea.ac.kr

Abstract

The Impact of Expansion in Child Care Subsidy Coverage on Household Expenditure

Yoosik Shin

This study analyzes the effects of expansion in child care subsidy coverage on household expenditure while exploiting policy reform for such coverage, which grew from the lowest 70% income level to all households. We analyze how the households previously regarded as ineligible for child care subsidy in 2012 changed their expenditure pattern the following year, leading to eligibility. The difference in differences approach was used with households deemed eligible in both 2012 and 2013 as control groups. Our results show that expansion of child care subsidy coverage allowed newly eligible households to reduce overall consumption expenditure. In addition, some of the awarded child care subsidy was reinvested for children of the household. Furthermore, the child care subsidy coverage expansion increased non-consumption expenditures such as children's savings and insurance.

Keywords: child care subsidy, household expenditure, difference in differences