



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

사회복지학석사 학위논문

보육료지원 정책 확대의  
여성 고용효과 분석

2019년 8월

서울대학교 대학원  
사회복지학과  
이 지 완



국문초록

# 보육료지원 정책 확대의 여성 고용효과 분석

서울대학교 대학원  
사회복지학과  
이 지 완

본 연구는 2012-2013 년 전계층으로 확대된 정부의 보육료 지원이 영유아 자녀를 둔 여성의 노동공급에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 나아가 정책의 효과가 여성의 사회경제적 특성, 즉 가구의 소득과 여성의 학력에 따라 상이하게 나타났는 지 살펴보고자 한다.

보육료 지원 확대가 영유아 가구에게만 영향을 미치는 점을 고려하여 정책의 인과적 효과를 정확히 파악할 수 있는 이중차이 분석법 (Difference in Difference)을 활용하였다. 정책 확대 이전 시기는 2010-2011 년, 이후 시기는 2013-2015 년으로 설정하여 비교하였다. 분석 모형은 총 네 가지로 기본모형, 영·유아 모형, 소득모형, 학력모형으로 나뉘며 분석 대상은 분석 모형에 따라 상이하다. 연구를 위해 한국노동패널조사 13, 14, 16, 17, 18 차 자료를 사용했다.

주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 기본모형의 분석 결과, 2012-2013 년에 이루어진 보육료 지원의 확대는 영유아 모의 노동시장 참여 확률과 노동시간 모두 통계적으로

유의미하게 증가시켰다. 이러한 연구 결과는 국내에서 보육료 지원의 전체층 확대가 여성 노동공급에 정적인 영향을 미쳤다고 밝힌 선행연구들과 일치한다(이승재, 2016; 윤미례·김태일, 2017; 김현숙 2018).

둘째, 영·유아 모형 분석 결과, 영아 모의 노동시장 참여 확률이 유아 모의 노동시장 참여 확률보다 큰 것으로 나타났다. 이는 기존 연구에서 보육료 지원으로 인한 보육비용 부담 감소 효과가 영아 모 집단에서 더 컸다는 결과(이영옥, 2015) 및 영아 집단에서 보육시설 이용을 변화가 더 컸다는 결과(김현숙, 2018)를 반영한다.

셋째, 소득모형 분석 결과, 보육료 지원 확대에 의한 정책 효과가 고소득 집단보다 중·저소득 집단에서 더욱 큰 것으로 나타났다. 저소득 계층은 보육비용에 대한 여성의 노동공급 탄력성이 높는데(Anderson & Levine, 1999; Kimmel, 1995), 보육료 지원 정책은 이러한 보육비용 부담을 상대적으로 크게 감소시켜 이들의 노동시장 참여를 증가시킨 것으로 해석된다.

넷째, 학력모형 분석 결과, 보육료 지원 확대에 의한 정책효과가 저학력 집단에서 더 크게 나타났다. 이는 교육수준이 높을수록 보육시설의 질에 대한 관심과 기대치가 크기 때문에 여성 자신의 시간의 기회비용이 높아 노동공급이 감소하게 되며(윤자영, 2010), 직접 돌봄이 보육시설 이용으로 대체되기 어렵다(이영옥, 2015)는 선행연구 결과를 반영한다. 이는 고학력 집단에서 상대적으로 적은 정책의 효과를 보였다고 밝힌 해외의 연구(Lefebvre & Merrigan, 2008)와 일치한다.

이러한 결과는 다음과 같은 함의를 가진다.

우선 본 연구는 보육료 지원 정책이 양육부담으로 인해 노동시장에 참여하기 어려운 모의 노동공급을 증가시키는 데 긍정적인 역할을 하고 있다는 것을 확인하였다. 보편적 보육의 확대가 2 차 소득자, 즉 여성의 노동공급을 증가시키며(Baker et al, 2008), 영유아 돌봄의 부담을 점차 탈가족화(de-familization)하는 데 기여하고 있는 것이다.

다음으로 본 연구는 보육료 지원 정책의 모의 노동공급 효과가 모의 특성별로 상이함을 밝혔다. 분석결과 정책 효과는 여성이 저학력, 저소득일수록 더욱 크게 나타났다. 즉 보육료 지원은 양육에 대한 시간적·금전적 부담을 크게 느끼는 저소득 및 저학력 여성이 경제활동에 참여할 수 있도록 보육 부담을 줄여주는 역할을 하고 있다. 그러나 보육료 지원은 고학력·고소득 집단의 노동공급을 유의미하게 늘리는 데는 한계가 있는 것으로 보여진다.

**주요어:** 보육료지원, 보육정책, 이중차이분석, 여성 노동공급, 여성고용, 정책효과

**학 번:** 2016-26111

# 목 차

<b>제 1 장 서론</b> .....	1
제 1 절 연구의 배경 및 필요성.....	1
제 2 절 연구문제 .....	5
<b>제 2 장 문헌 검토</b> .....	6
제 1 절 보육료 지원 정책 변화 과정 및 현황.....	6
제 2 절 이론적 배경.....	11
제 3 절 실증연구 검토.....	17
제 3 장 연구가설.....	22
<b>제 4 장 연구방법 및 변수 설정</b> .....	25
제 1 절 연구방법.....	25
제 2 절 분석자료.....	33
제 3 절 연구 모형.....	34
제 4 절 변수 설정.....	38
<b>제 5 장 연구 결과</b> .....	43
제 1 절 분석대상의 일반적 특성.....	43
제 2 절 단순 이중차이 분석.....	52
제 3 절 이중차이 분석 결과.....	60
<b>제 6 장 결론</b> .....	73
제 1 절 분석결과의 요약.....	73
제 2 절 연구의 함의.....	77
제 3 절 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언.....	79
<b>참고문헌</b> .....	83
<b>Abstract</b> .....	91

## 표 목 차

<표 1> 보육료 육아학비 및 가정양육수당 지원 확대 과정.....	7
<표 2> 연령별 보육료 지원단가 금액 변화.....	8
<표 3> 보육예산 확대 과정 .....	10
<표 4> 이중차분의 원리 .....	26
<표 5> 연구 모형.....	34
<표 6> 통제변수 목록.....	40
<표 7> 분석대상의 일반적 특성(기본모형).....	43
<표 8> 분석대상의 일반적 특성(영유아·모형).....	45
<표 9> 분석대상의 일반적 특성(소득모형).....	46
<표 10> 분석대상의 일반적 특성(학력모형) .....	49
<표 11> 노동공급의 단순이중차이(기본모형).....	52
<표 12> 노동공급의 단순이중차이(영·유아모형).....	53
<표 13> 노동공급의 단순이중차이(소득모형 A).....	55
<표 14> 노동공급의 단순이중차이(소득모형 B).....	56
<표 15> 노동공급의 단순이중차이(학력모형).....	58
<표 16> 이중차이 회귀분석 결과(기본모형) .....	61
<표 17> 이중차이 회귀분석 결과(영·유아 모형).....	64
<표 18> 플라시보 분석 결과(영·유아모형) .....	65
<표 19> 이중차이 회귀분석 결과(소득모형 A).....	66
<표 20> 이중차이 회귀분석 결과(소득모형 B).....	69
<표 21> 플라시보 분석 결과(소득모형 B).....	70
<표 22> 이중차이 회귀분석 결과(학력모형) .....	71
<표 23> 플라시보 분석 결과(학력모형) .....	72
<표 24> 분석결과 요약.....	76



## 그림 목 차

<그림 1> 영유아 보육시설 이용률 .....	9
<그림 2> 보육료 지원의 경제적 효과 .....	14
<그림 3> 공통추세 조건 .....	30
<그림 4> 자녀 연령별 노동시장 참여율(2008-2015) .....	51

# 제 1장 서론

## 제1절 연구의 배경 및 필요성

본 연구의 목적은 2012-2013년에 전계층으로 확대된 정부의 보육료 지원이 영유아 자녀를 둔 여성의 노동공급에 영향을 미쳤는 지, 특히 가구의 소득과 여성의 학력에 따라 상이한 영향을 미쳤는 지를 분석하는 것이다.

우리나라 저출산, 고령화 문제로 인해 생산인구 감소가 본격화되고 노동력 확보가 주요한 문제로 대두되고 있다. 여성 노동력의 적극적인 활용은 이에 대응하기 위한 주요 정책 과제로서 주목되고 있다. 그러나 OECD 국가들과 비교할 때 우리나라 여성 경제활동 참가율은 상대적으로 낮은 편이다. 2016년 남성 경제활동 참가율은 70%인 반면, 여성은 그보다 약 20% 낮은 50%에 불과하다(통계청, 2016). 남녀 고용율의 차이가 OECD 평균이 15.5%p, 미국, 스페인은 10%p대, 영국, 프랑스, 덴마크는 10%p 미만인 점을 고려할 때, 이는 다른 OECD 국가들과 비교하여 매우 큰 차이(OECD, 2016).

이러한 남녀 경제활동 참가율의 차이는 우리나라 여성이 여전히 출산 및 육아로 인해 노동공급을 지속적으로 하지 못하는 데에 기인한다. 우리나라의 여성 노동공급율의 'M자 곡선'은 이러한 특성을 단적으로 보여준다. 20-24세에는 여성의 경제활동참가율이 남성보다 10% 포인트 높고 25-30세에서는 여성과 남성의 경제활동참가율이 차이가 없다(통계청, 2016). 그러나 경제활동 참가가 가장 활발할 것으로 예상되는 30대 초반에 여성 고용율이 크게 하락하고, 그 이후로 다시 참가율이 40대에 증가하는 양상을 보인다. 이 시기는 여성이 결혼과 출산 및 육아를 경험하는 시기인데, 이러한 경험이 경제활동과 병행하기 어렵다는 것을 보여준다. 이후 기혼여성은 자녀가 자란 뒤 노동시장에 다시 경제활동에 참여하게 되지만 장기간의 경력단절로 인해 대부분 비정규직이나 시간제 근무를 하는 양상을 띈다. 이러한 경력단절은 우리나라 여성

에게 출산 및 육아가 경력유지에 대해 상당한 기회비용으로 작용하게 되어 저출산 문제로 이어지게 된다.

출산 및 육아로 인한 여성 경력단절 문제를 해결할 수 있는 중요한 실마리는 보육정책의 변화이다. 여성의 경력단절 예방을 위해서는 자녀 출산 또는 육아휴직 이후 직장복귀를 위해 어린 자녀를 맡길 수 있는 보육시설의 확충이 필수적이다. 또한, 보육정책은 부모의 양육부담을 완화시키고 일-가정의 양립을 통해 여성 경제활동을 지원하며, 나아가 출산을 항상 측면에서도 매우 중요하다(박미경·조민호, 2014). 물론 우리나라에서도 여성들이 지속적으로 노동공급을 할 수 있도록 보육지원을 확대하는 것을 중요한 정책적 수단으로 삼고 있다. 지난 15여년간 영유아 보육 예산이 급증하였으며, 무상보육 등으로 보육제도의 획기적인 변화를 계속해왔다. 영유아의 보육시설 이용 또한 크게 증가하였으며, 영유아 돌봄의 부담을 점차 탈가족화(de-familization)하려는 추세이다.

보육정책의 다양한 변화와 개선 중 본 연구에서 중점적으로 여성의 노동공급 효과를 살펴보고자 하는 것은 보육료 지원이다. 보육료 지원은 우리나라에서 그 지원과 대상이 빠르게 확대되어 보편화되었고, 보육정책 예산 중 가장 큰 부분은 차지하고 있어(보건복지위원회, 2018) 그 정책적 효과를 파악하는 것이 중요하기 때문이다.

우리나라의 보육료 지원 정책은 1992년 처음으로 저소득층 아동에 대한 보육료 지원 사업이 실시된 것을 시작으로 한다. 이후 2003년 소득인정액 이하의 저소득층에게 지원되는 것을 시작으로 점차 그 대상을 늘려가 2009년 7월에는 영유아 가구 소득하위 70% 이하에게 지원되었다. 이후 2012-2013년에 보육료 지원의 보편화가 이루어지는데, 2011년까지 만 0-5세 자녀가 있는 소득 하위 70% 이하 가구에 지원하던 것을 2012년 만 0-2세와 누리과정<sup>1</sup>이 도입된 만 5세를 대상으로 전 계층으로 전액 지원하였다. 2013년에

---

<sup>1</sup> 누리과정은 유치원과 어린이집에서 초등학교 취학 직전 3년의 유아에 대하여 공통의 교육 보

는 누리과정이 확대되면서 만 3-4세 유아까지 전 계층에게 전액을 지원하게 되었다. 이에 만 0-5세의 영유아 자녀를 둔 모든 가구에게 계층과 상관없이 보육료를 지원하게 되었다.

선행연구에 따르면 보편적 보육의 확대는 질 좋은 아동 보육에 대한 접근성을 동등하게 제공하고 2차 소득자, 즉 여성의 노동 공급을 증가시킬 것으로 예상된다(Baker et al, 2008). 여성이 경제활동에 참여하기 위해서는 자신의 돌봄을 외부화하는 비용이 수반되는데, 경제활동에 참여함으로써 얻는 경제적 이득과 그로 인해 필요한 보육서비스 비용을 비교하여 의사결정을 내리게 된다. 이 때 보육서비스의 제공되면, 보육 비용의 부담이 줄어들어 여성이 경제활동에 참여하는 결정을 내리게 될 가능성이 높아지게 된다.

본 연구에서는 이러한 이론적 배경에 근거하여 우리나라의 보육료 지원이 전 계층으로 확대된 것이 영유아가 있는 가구의 여성 노동공급에 긍정적인 영향을 미쳤는지 확인해 보고자 한다. 특히 다음과 같은 선행연구의 한계를 중점적으로 보완하는 것을 목적으로 한다. 첫째, 기존의 선행연구는 보육료가 전 계층으로 확대되기 이전의 효과를 분석한 연구가 다수(주보혜, 2010; 최성은, 2011; 변금선 · 허용창, 2014)이며, 이 전의 확대과정에서는 여전히 소득을 기준으로 저소득층을 대상으로만 보육료를 지원하였기 때문에 정책의 확대 효과가 상이할 수 있다. 따라서 본 연구는 보육료 지원이 소득 수준에 상관 없이 전계층으로 확대된 이후의 시점에서 어떠한 효과를 보였는지 분석하고자 한다.

둘째, 선행연구에서는 보육료 지원 정책의 효과가 주로 어떠한 집단에서 나타나는지 명확히 밝힌 바 없었다는 한계가 있다. 정책의 효과는 집단에 따라 상이할 수 있으며, 그 효과를 정확히 파악하기 위해서는 어떠한 집단에서 더욱 효과적으로 나타나고 있는지 분석되어야 할 필요가 있다. 보육료 지원이 노동공급 결정에 영향을 미치는 과정을 고려하면 여성의 사회경제적 특성,

---

육과정을 제공하는 것이다. 처음 만 5세에게 도입되어 현재 만 3~5세 유아에게 해당된다.

즉 소득과 교육수준에 따라 같은 정책변화를 경험하더라도 상이한 결정을 내릴 수 있다. 사회경제적 특성에 따라 보육비용에 대한 부담이 감소되는 정도와 직접 돌봄 대신 보육시설을 이용할 지에 대한 결정이 다르기 때문이다. 선행 연구에서는 소득과 학력이 여성이 노동시간과 돌봄시간을 어떻게 배분하는지에 영향을 미친다고 결론을 내리고 있다(Demo & Cox, 2000; Bianchi & Robinson, 2004; Yeung & Stafford, 2005; Chalasani, 2007; Guryan et al, 2008). 이에 더해 저학력 가구, 저학력 여성일수록 보육비용 부담에 따른 노동공급 탄력성이 높은 것으로 알려져 있다(Kimmel, 1995; Anderson & Levine, 1999). 따라서 여성의 학력과 가구의 소득에 따라서 보육료 지원으로 인한 노동공급 결정 매커니즘이 상이할 것으로 예상된다. 이러한 점에서 본 연구에서는 보육료 지원 정책 효과를 분해함으로써 집단에 따라 정책 효과가 상이하게 나타났는지, 나타났다면 주로 어떤 집단에서 크게 나타났는지를 밝히고자 한다. 이는 보육료 지원 확대의 효과를 보다 세밀하게 검증하는데 기여할 것이다.

## 제2절 연구문제

본 연구의 목적은 2012-2013년 정부의 보육료 지원 정책의 대상 및 금액에서의 확대가 영유아 모의 노동공급에 영향을 미쳤는 지 살펴보는 것이다. 나아가 여성의 특성별로 정책 효과가 다르게 나타나는 지 파악하고자 한다. 이러한 문제의식에 근거하여 다음과 같은 두 가지 연구 문제를 설정하였다.

[연구문제 1] 정부의 보육료 지원 확대는 영유아 모의 노동공급에 영향을 미쳤는가?

[연구문제 2] 정부의 보육료 지원 확대의 노동공급 효과는 집단별로 상이한가?

## 제 2장 문헌 검토

### 제1절 보육료 지원 정책 변화 과정 및 현황

2018년 현재 보육료 지원은 영유아보육법 제10조에 의한 국공립, 사회복지법인, 법인/단체 등, 가정, 협동, 민간어린이집을 이용하는 영유아를 대상으로 지급된다. 이는 가정양육수당(보건복지부), 유아학비(교육부), 종일제 아이 돌보미 서비스(여성가족부)를 지원받는 아동에 대하여는 중복 지급되지 않는다. 지원방식은 결제권자가 아이행복카드를 이용하여 결제하면 해당어린이집으로 입금되는 형식이다. 지원 금액은 정부가 정한 ‘정부지원단가’의 100%인데, 이는 연령별로, 유형별로 상이하다.

처음 보육료 지원이 도입된 것은 1991년 1년 ‘영유아보육법’이 제정된 이후 1992년 3만 4,000명의 저소득층 영유아에게 보육료를 지원한 것이다. 1999년에는 농어촌 지역 저소득층 유아를 대상으로 지원되었으며 2002년에 전국적으로 확대 시행되었다. <표1>에 따르면 2003년 소득인정액 이하의 저소득층에게 지원되는 것을 시작으로 점차 그 대상을 늘려가 2009년 7월에는 영유아 가구 소득하위 70% 이하에게 지원되었다. 본 연구의 대상이 되는 시기인 2012년은 보육 지원이 크게 확대된 해이다. 우선 만 0~2세와 만 5세의 전 계층에 대하여 보육료 지원이 확대되었다(만 3~4세는 소득하위 70% 지원). 2013년에는 보육료 지원과 가정 양육수당이 모두 만 0-5세의 전 계층에게 확대되었다. 소득 하위 70%에게만 지원하던 보육료 지원을 부모의 소득 수준에 관계없이 전계층으로 확대한 것이다. 2012년 모든 5세를 대상으로 보편화된 지원은 2013년부터 그 대상을 만 3-4세까지 확대하였다. 이후 2018년 현재까지 보육료 지원은 만 0-5세의 전 계층에게 지원되고 있다.

이러한 제도는 어린이집에 만 3-5세 자녀를 보내는 모든 부모에 대해 보육료·유아학비 지원을 순차적으로 늘려 경제적 부담을 경감하는 것을 목적으

로 한다. 이에 더해 보육교사 등 사회서비스 일자리를 창출하고, 여성의 경제 활동 참여를 촉진한다는 기대효과를 명시하고 있다.

<표1> 보육료 육아학비 및 가정양육수당 지원 확대 과정

		보육료 육아학비 지원			가정양육수당 지원
		만 0-2세	만 3-4세	만 5세	
2003	대상	소득인정액 월 125만원 이하		소득인정액 월 215만원 이하	-
	금액	소득·연령별 차등지원			
2004	대상	소득인정액 월 159만원 이하		소득인정액 월 223만원 이하	-
	금액	소득·연령별 차등지원			
2005	대상	도시근로자가구 월소득 60% 이하		도시근로자가구 월소득 80% 이하	-
	금액	소득·연령별 차등지원			
2006	대상	도시근로자가구 월소득 70% 이하		도시근로자가구 월소득 90% 이하	-
	금액	소득·연령별 차등지원		158,000원	
2007	대상	도시근로자가구 월평균소득 이하			-
	금액	소득·연령별 차등지원		162,000원	
2008	대상	도시근로자가구 월평균소득 이하			-
	금액	소득·연령별 차등지원		167,000원	
2009	대상	도시근로자가구 월평균소득 이하			-
	금액	소득·연령별 차등지원		172,000원	
2009.7	대상	영유아가구 소득하위 70% 이하			차상위이하(최저생계비 120%) 만 0-1세 아동대상 10만원
	금액	소득·연령별 차등지원		172,000원	
2010	대상	영유아가구 소득하위 70% 이하			
	금액	소득·연령별 차등지원		172,000원	
2011	대상	영유아가구 소득하위 70% 이하			차상위이하(최저생계비 120%) 만36개월 미만: 월 20만원 만36개월 이상~취학전 : 월 10만원
	금액	연령별 차등지원		177,000원	
2012	대상	전 계층	영유아가구 소득 하위 70% 이하	(누리과정) 전 계층	
	금액	연령별 차등지원		200,000원	
2013	대상	전 계층			전 계층 만 84개월 미만 연령별 차등지원(10~20만원) 만 0세: 20만원 만 1세: 15만원 만 2~6세: 10만원
	금액	연령별 차등지원	220,000원(누리과정)		
2014	대상	전 계층			
	금액	연령별 차등지원 (최대 394,000원)	220,000원(누리과정)		



2015	대상	전 계층	
	금액	연령별 차등지원 (최대 406,000원)	220,000원(누리과정)
2016.7	대상	전 계층	
	금액	연령별 차등지원 (최대 418,000원)	220,000원(누리과정)
2017	대상	전 계층	
	금액	연령별 차등지원 (최대 430,000원)	220,000원(누리과정)
2018	대상	전 계층	
	금액	연령별 차등지원 (최대 441,000원)	220,000원(누리과정)

보육료 지원 금액은 <표 2>와 같이 그 지원단가가 연령별로 상이하다. 기본적인 구성은 만 0세에서 지원단가가 가장 높고, 만 5세에서 가장 적도록 차등적으로 지급되고 있다.

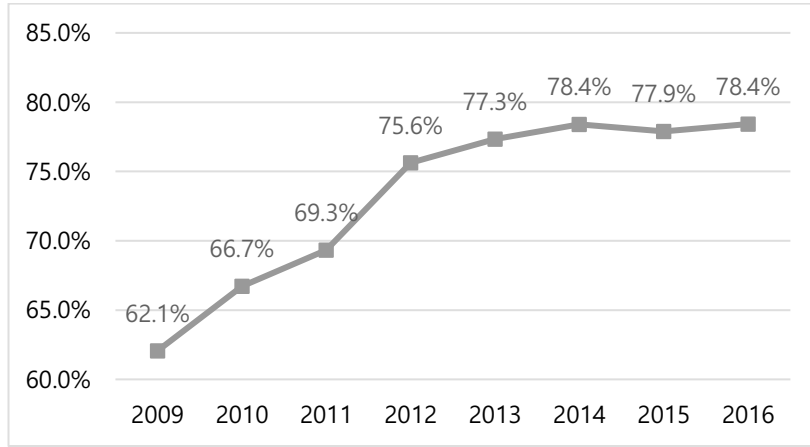
<표 2> 연령별 보육료 지원단가 금액 변화<sup>2</sup>

	만 0세	만 1세	만 2세	만 3세	만 4세	만 5세
2010년	383,000	337,000	278,000	191,000	172,000	172,000
2011년	394,000	347,000	286,000	197,000	177,000	177,000
2012년	394,000	347,000	286,000	197,000	177,000	177,000 200,000
2013년	394,000	347,000	286,000	220,000	220,000	220,000
2014년	394,000	347,000	286,000	220,000	220,000	220,000
2015년	406,000	357,000	295,000	220,000	220,000	220,000

이러한 변화로 인해 실제 영유아의 보육시설 이용률은 크게 증가한 것으로 보인다. <그림 1>은 전국 영유아 인구 대비 어린이집 및 유치원을 이용하는 영유아의 비율을 나타낸 것이다. 이에 따르면 2009년 62.1%였던 시설 이용률은 2011년까지 점차 증가해 2012년에는 6.3% 포인트 증가해 처음으로

<sup>2</sup> 2010년의 경우에는 소득수준별로 정부지원단가의 전체에서 일부를 지원하였다. 소득 하위 50%에게는 정부지원 단가의 100%를, 소득 하위 50-60%에게는 정부 지원 단가의 60%를, 소득 하위 60-70%에게는 정부지원 단가의 30%를 지원하였다. 만약 둘째 아이가 있는 경우에는 100%를 지원하였다. 2012년에서 만 5세에 대해서 2월까지의 소득 하위 70% 집단에겐 177천원을 제공하였고, 그 이후부터는 전 계층에게 200천원을 제공하였다.

70%를 넘어섰다. 이후 2013년 이후부터는 78% 안팎을 유지하고 있다.



<그림 1> 영유아 보육시설 이용률<sup>3</sup>

이에 더해 공공보육 역할을 수행하는 공공형 어린이집을 단계적으로 확대하는 일환으로 기존 900개소였던 것을 1,000개소로 늘렸다. <표 3>에 따르면 보육 예산 또한 크게 증가하고 있는 추세라는 것을 확인할 수 있다. 이와 함께 시장연장형 보육 지원 강화를 통해 보육수요가 높은 맞벌이 부부에 대한 지원을 강화하였으며, 보육서비스 질 제고를 위한 보육교사 처우를 개선하였다. 2013년에는 가족 양육수당 또한 큰 변화가 있었다. 가정양육수당을 받는 아동은 112천명에서 1,193천명으로 10배 이상 증가하였고, 가정양육수당 지원 사업에 대한 예산 또한 전년도 1,026억원에서 8,810억원으로 증가해 758.2%나 대폭 상승하였다.

<sup>3</sup> 보육통계 자료의 '자녀연령별 보육시설 이용 및 가정양육수당 아동수'와 '연도별 영유아 추계 인구'를 활용하여 계산하였다.

<표3> 보육예산 확대 과정

(단위: 억원, 천명)

	보육예산	증가율	보육료 지원		양육수당	
			예산	수급자 수	예산	수급자 수
2009	18,300		12,822	813	324	
2010	22,074	20.6%	16,322	870	657	51
2011	25,600	16.2%	19,346	922	898	89
2012	30,999	21.1%	23,913	1,247	1,026	112
2013	41,778	34.8%	25,982	1,486	8,810	1,193
2014	53,279	27.5%	33,292	1,482	12,153	1,012
2015	50,072	-6.0%	30,494	1,452	11,018	919
2016	53,515	6.9%	30,066	1,451	12,192	978
2017	54,783	2.4%	31,292	-	12,242	968
2018	62,619	14.3%	32,575	-	10,891	860

출처: 2009-2018 보육통계, 보건복지부 소관 예산.

2013년 전 계층의 만 0-5세 영유아에게 명목상 ‘무상보육’의 시대가 도래하였으나 이는 실제로 기관이용 시 보육에 대한 부모의 비용 부담이 전혀 없다는 의미는 아니다. 정부가 정한 보육료 지원 단가만을 전액 지원하는 것이기 때문이다(이혜원, 2013). 국공립이나 법인 시설이 아닌 민간보육시설의 경우 인건비가 지원되지 않기 때문에 보육 비용이 추가로 발생하게 된다. 이에 더해 일부 민간보육시설에서는 기타 필요 경비 및 특별활동비의 명목으로 보육료를 인상하여 정부의 보육료 지원 이후에도 부모의 실질적인 보육 비용 부담은 여전히 남아있다.

## 제2절 이론적 배경

### 1. 보육료 지원의 이론적 의미

1990년대 이후 복지 국가 연구에서는 ‘탈가족화(de-familization)’ 개념을 통해 국가가 가족의 복지 및 돌봄의 책임을 복지국가 유형별로 어떻게 줄여주는 지 연구하였다. 선행연구에서는 이러한 이론에 근거하여 국가 내 가족정책이 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 미치는 지 분석하였다(Gornick et al, 1998; Mandel & Semyonov, 2006). 이러한 연구는 보다 세밀하게 발전하여 가족정책 중에서도 여성 노동공급에 상이한 영향을 미치는 지에 따라 정책을 구분하여 그 효과를 보는 연구로 발전하였다(Korpi, 2000; Korpi et al., 2012). 이 중 대표적인 연구인 Korpi et al.(2012)의 분류에 따르면 복지국가 가족정책의 차원은 크게 다음과 같은 세 가지 차원, 즉 ‘전통적 가족차원 (traditional-family dimension)’, ‘맞벌이 지원차원(dual-earner dimension)’, ‘보편적 돌봄차원(dual-carer dimension)’ 정책으로 대별된다. 이에 각 차원의 정책들을 살펴본 뒤, 보육료 지원 정책을 비롯한 우리나라의 가족정책의 이론적 의미를 여성의 노동시장 참여 측면을 중심으로 고찰해보고자 한다.

먼저 ‘전통적 가족차원’의 정책들은 여성의 무급노동을 지원하고 여성들의 돌봄에 대한 책임을 여전히 가정하고 2차소득자로서의 지위를 견고화하는 정책들을 의미한다. 이에 포함되는 정책들로는 아동수당(child allowance), 3세-미취학연령을 대상으로 하는 시간제 보육 서비스, 양육수당(home care allowance), 배우자가 일하지 않을 때 주는 결혼 보조금이 있다. 이러한 정책들은 여성의 고용률을 낮추는 효과를 가진다. 이 중 양육수당은 순수한 소득효과를 가져와 여성이 노동시장에 참여하는 데 부적인 효과를 미쳐 여성의 노동권과 대립하는 모순을 갖는다. 사실

우리나라의 아동 양육수당은 보육료 지원이 보육시설을 이용하는 아동에게만 지급되기 때문에 직접 양육을 하는 가정과의 형평성 제고를 위해 도입되었다. 이러한 점을 고려할 때 아동 양육수당은 보육료 지원의 보충적 혹은 대체적 성격을 갖고 있는 것처럼 보이지만, 실제 그 이론적 의미는 보육료 지원과 크게 대비된다. 양육수당은 돌봄에 대한 사회적 보상을 통해 돌봄에 대한 가치를 인정하나, 돌봄 역할과 책임은 여전히 여성에게 지우는 것이다(류연규·김영미, 2012). 즉 보육서비스가 탈가족화(de-familization)을 가져오는 것과 반대로 양육의 재가족화(re-familization)를 초래하는 것이다. 이러한 양육수당이 영유아 모로 하여금 노동시장 미참여 상태로 남아있게 하는 유인이 특히 저소득층 여성일수록 크다(송다영, 2009).

다음으로 보편적 돌봄 차원의 정책은 남성의 돌봄 참여를 촉진하는 정책들로, 부모의 유급 육아휴직, 아버지에게 유보된(reserved) 유급 육아휴직이 있다. Korpi et al.(2012)에서는 육아휴직 정책이 여성의 고용률에 정적인 영향을 미치는 것으로 평가한다. 그러나 육아휴직이 사용되는 맥락을 고려할 때 우리나라에서는 육아휴직이 여성의 고용률 및 경력단절 완화에 미치는 영향은 여전히 제한적인 것으로 보인다(김진옥, 2008; 박효진·은선경, 2012; 윤자영·홍민기, 2014). 우선 우리나라의 육아휴직은 남성과 여성에게 평등하게 적용되는 권리이지만, 이를 실제로 사용하게 되는 것은 여성이다. 또한 출산 및 육아휴직의 사용으로 인한 인사에서의 불이익, 사용 이후 낮은 직장 복귀율 등의 문제는 아직도 숙제로 남아있다. 즉 우리나라에서는 육아휴직 제도가 이용이 원활하게 이용되지 못하는 근로 환경으로 인해 이와 같은 일·가정양립을 위한 정책이 오히려 여성의 노동에 패널티(penalty)로 작용하는 측면이 존재한다.

마지막으로 맞벌이 지원(dual-earner model) 가족정책은 여성의 노동시장 참여를 촉진하고 돌봄 노동의 가족내, 사회내 재분배를 지향하는 정책들을 의미한다. 이에 포함되는 정책들로써 영아(0-2세)를 대상으로 하는 보육 서비스, 3세 이상 아동을 대상으로 하는 전일제 보육 서비스, 소득과

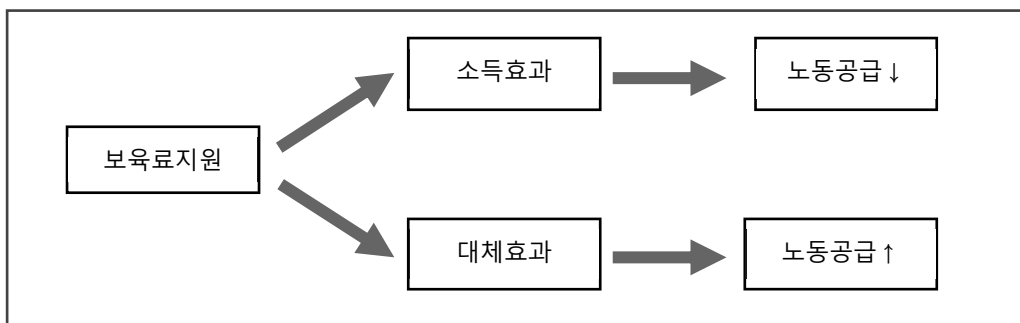
연계된 부모보험(earnings-related parental insurance)가 있다. 보육료 지원은 보육 시설 이용 비용을 제공해주는 것이지만, 실질적으로는 보육시설을 이용하는 경우에만 사용할 수 있기 때문에 돌봄 서비스를 제공하는 측면이 있다. 이는 돌봄 노동의 적극적인 사회화를 의미하는 것으로, 노동자(특히 여성노동자)가 돌봄 노동에 투여해야 하는 재정적 부담을 국가가 부담함으로써 여성의 노동권을 확보해주는 것으로 평가될 수 있다(원숙연·이동선, 2012). 즉 보육료 지원 정책의 직접적인 대상은 아동이지만, 돌봄 노동 책임을 덜어 여성의 일·가정양립을 가능하게 하고, 노동시장으로의 참여라는 선택지를 제공할 수 있게 된다. 이에 더해 보육료 지원은 실질적인 보육비 감면 및 감소를 통해 임금노동을 선택한 여성이 불가피하게 지불해야 하는 보육비 부담이 감소한다는 것을 의미한다. 따라서 보육비 부담의 경감은 여성의 실질적인 소득을 높이고 이에 여성의 노동시장 참여를 유인한다(Jaumotte, 2003). 이에 더해 보육료 지원과 직접 현금을 주는 아동양육수당의 재분배 효과를 비교해 보았을 때, 보육료 지원이 노동공급과 가계소득, 나아가 아동 빈곤 감소에 긍정적인 영향을 줌으로써 간접적, 장기적인 재분배 효과가 더 크다(Förster & Verbist, 2012).

## 2. 보육료 지원의 여성 노동공급 효과

### 1) 신고전학과 경제학(neo-classical economics) 이론

전통적인 신고전학과 경제학에 따르면 개인의 노동공급은 개인이 일을 할 때 얻는 효용(utility)과 일을 하여 잃게 되는 여가(leisure)의 효용을 비교하여 결정된다. 신고전과의 일-여가 모형(work-leisure model)에 따르면 취업자의 경우 복지 정책의 변화는 <그림2>와 같이 소득효과(income effect)와 대체효과(substitution)를 유발한다. 보육료 지원이 주어지면 실질임금이 상승하는 효과를 가져오는데, 먼저 소득효과에 의하면 소득의

증가에 따라 상대적으로 여가의 가치가 커진다. 이로 인해 노동공급량은 줄어드는 효과를 가져온다. 반대로 임금 상승은 여가의 기회비용을 증가시키는 측면이 있다. 이로 인해 여가시간을 줄이고 노동공급시간을 늘리게 되는 것이 대체효과이다. 즉 보육료 지원으로 인해 여성의 노동공급이 어떠한 방향으로 변화할 지는 대체효과와 소득효과의 상대적인 크기에 의해 결정된다. 그러나 대체효과가 더 클지 소득효과가 더 클지는 실증분석을 통해 확인되어야 하며 보육료 지원의 크기에 따라서도 두 효과의 상대적 크기가 달라진다.



<그림2> 보육료 지원의 경제적 효과

이론적으로 소득효과와 대체효과의 상대적 크기는 소득에 따라 달라질 수 있다. 저임금근로자들의 경우 대체효과가 소득효과를 압도하여 보육료 지원으로 인한 실질 임금의 상승에 따라 노동공급량이 늘어난다. 반대로 고소득자의 경우에는 일정 수준까지의 임금 증가를 넘어서면 여가를 선호하는 경향이 커진다. 이에 보육료 지원에 따라 실질 임금 상승하면 여가를 선호하는 소득효과가 대체효과를 압도하게 된다. 이러한 경우 노동시간이 오히려 줄어드는 후방 굴절(backward bending)이 일어날 가능성이 있다.

본 연구에서 고려해야 할 점은 비슷한 시기에 확장된 가정양육수당의 노동공급 효과는 보육료 지원과 상이하다는 점이다. 양육수당은 보육료 지원과 다르게 자녀를 보육시설에 보내지 않고 직접 양육하는 경우에 현금으로 지급되

는 방식이다. 이러한 양육수당은 기존에 노동시장에 참여하지 않은 여성이 수급을 위해 계속 미참여 상태로 남아있게 할 가능성이 높다. 즉 가구 소득은 증가시키지만, 양육에 따른 비효용(또는 불효용, disutility)은 변하지 않아 미취업 상태의 효용수준이 증가하여 여성의 노동공급이 감소하는 방향으로 나타난다(한종석 외, 2017). 이에 더해 양육수당은 이미 노동시장에 참여하고 있는 여성에게도 순수한 소득효과만을 창출하여 근로의욕을 감소시키게 된다. 정부가 일정수준의 소득을 보장함으로써 노동 공급시간을 줄이도록 하는 유인이 되는 것이다. 이러한 점에서 가정양육수당은 보육료 지원과 마찬가지로 보육비용을 줄이고 여성의 의중임금을 낮춘다는 측면은 같지만, 실질적인 노동공급의 효과는 정반대일 공산이 높다.

이러한 점에 있어 비슷한 시기에 영유아를 대상으로 확대된 양육수당은 보육료 지원의 효과를 정확히 파악하는 데 문제로 작용할 수 있다. 실증연구 또한 양육수당이 여성노동공급율에 대체로 부적인 영향을 준다고 밝히고 있다(Schone, 2004; Kornstad & Thoresen, 2007; 윤미례 · 김태일, 2017). 만약 보육료 지원의 확대와 비슷한 시기에 이루어진 양육수당의 확대가 여성 노동공급에 부적인 영향을 주었다면, 보육료 지원의 노동공급효과를 과소 추정하는 방향으로 이끌 수 있다. 그럼에도 불구하고 보육료 지원의 효과가 유의미하다면 보육료 지원의 실제 효과는 더 크다고 예상할 수 있다는 것이 본 연구자의 주장이다.

## 2) 신가정경제학 이론

신고전학파의 일-여가이론은 일과 여가에 주로 시간을 투자하는 남성의 경우에는 적합할 지 모르나, 가사와 돌봄 노동에 주로 시간을 할애하는 모의 시간 배분 및 노동공급을 설명하기에는 한계가 있다. 여성은 여가와 노동뿐 아니라 가정 내 재화 및 용역을 생산(home production)의 세 가지 선택을 해야 하기 때문이다(Becker, 1965). 이에 여성의 시장노동에 투입되지 않는



시간이 모두 순수한 여가로 치부될 수는 없으며, 이는 가사나 돌봄과 같은 또다른 의미의 생산활동에 투자되고 있음을 고려해야 한다.

이러한 관점에서 볼 때 여성의 의중임금 또한 남성과 상이한 방식으로 결정된다. 의중임금(reservation wage)이란 특정 근로자로 하여금 노동을 공급하게 하기 위해 지불해야할 최소한의 임금을 말하는데, 남성의 경우 의중임금은 시장임금 결정요인과 거의 동일하다. 그러나 전통적으로 돌봄노동을 주로 담당하는 여성의 경우 어린 자녀의 존재는 어머니의 의중임금을 높이고 이는 경제활동 참가의 가능성을 낮춘다(Conelly, 1992). 여성은 통상 아동의 주돌봄자로 인식되기 때문에 여성의 경제활동 참여로 인해 직접 돌봄을 대체할 외부적 돌봄과 그에 대한 비용이 발생하게 되고(Kimmel, 1998), 이는 결과적으로 의중임금을 높이기 때문이다. 만약 보육료 지원이 지급되면 이는 의중임금을 낮추는 역할을 하여 경제활동에 참여하지 않았던 여성이 참여할 가능성이 높아지게 된다.

자녀가 있는 여성의 시간배분에 대한 새로운 인식이 자리잡은 이후로 가내노동시간에 대한 더욱 세분화된 연구가 진행되었다. 선행연구에서는 여성의 교육수준, 소득 등에 따라 가내노동 및 시장 노동에 대한 선택 또한 달라질 수 있음을 보였다. 먼저 여성의 교육수준과 소득이 높을수록 이는 시간의 기회비용이 크기 때문에 가내노동에 투자하는 시간이 더욱 적을 것으로 예상할 수 있다. 그러나 이러한 예상과 반대로 최근의 연구에서는 교육수준이 높을수록 가내노동 중 특히 돌봄에 더 많은 시간 투자를 한다고 밝히고 있다(Chalansani, 2007; Guryan et al., 2008; Bonke & Esping Andersen, 2009). 여성의 학력은 자녀 돌봄에 대한 선호를 결정하는데, 학력이 높을수록 돌봄을 부담이라기 보다는 ‘투자’로 인식하는 경향이 높기 때문이다. 또한 부모는 돌봄 노동을 수행하면서 과정 효용을 경험하며 이러한 경향은 고학력 여성일수록 높아진다. 이에 고학력 여성일수록 보육의 질에 대한 기대치가 높고 돌봄 노동의 대체가 용이하지 않게 된다(윤자영 2010;

이영옥, 2015). 이러한 점을 고려할 때 보육료가 지원될 시에도 고학력 여성은 자신의 돌봄을 보육시설로 대체하지 않고, 노동공급을 쉽게 늘리지 않을 공산이 크다.

한편 부모의 소득과 자녀 돌봄 및 노동시간에 대한 선행연구들의 결론은 일치하지 않는 것으로 보인다. 먼저 초기의 연구에서는 고소득 가구일수록 임금률 상승에 따른 기회비용 증가로 인해 돌봄 시간이 감소한다고 밝혔다(Bianchi & Robinson, 2004; Nock and Kingston, 1998; Yeung and Stafford, 2005). 그러나 이후 연구에서는 경제적 압박이 오히려 자녀에 대한 시간투자에 부정적 영향을 미치며(Demo and Cox, 2000), 고임금 여성이 자녀 돌봄 시간이 높다고 밝혔다(Connelly and Kimmel, 2007). 즉 소득이 증가할수록 자녀를 둔 기혼 여성이 노동시장 대신 돌봄 노동에 대한 가치나 선호가 상대적으로 강해지는 것이다(윤자영, 2010). 또한 소득이 높으면 보육료 지원이 보육비용을 절감시키는 효과가 비교적 적을 수 있다(Lefebvre, 2008). 즉 고소득 집단에 있어서는 보육료 지원이 노동공급에 큰 영향을 주지 않을 수도 있다는 것이다. 2012-2013년의 보육료 지원 확대의 가장 직접적인 영향을 받은 집단이 소득 상위 30% 집단을 감안할 때, 고소득 집단에서 보육료 지원으로 인한 노동공급의 변화가 어떠한 방향으로 일어났는지 실증적으로 검증되어야 할 필요가 있다.

### 제3절 실증연구 검토

앞서 살펴보았듯이 어린 자녀가 있는 여성에게 보육비용은 노동참여에 대한 상당한 잠재 비용을 의미한다. 정부의 보육료 지원은 보육시설을 이용하는 가구에 보육비용을 일부에서 전체를 지원함으로써 보육부담을 직접적으로 줄이는 역할을 한다. 이에 먼저 보육비용이 모의 노동공급에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본 실증연구를 검토해 보고자 한다.

선행연구에서는 기존의 경제학적 이론에 근거하여 여성의 노동공급의 비용 및 이윤을 보육 이용의 비용 및 이윤과 비교하는 모델을 구상하였다. 선행연구들은 보육비용의 탄력성(price elasticity of purchased care)이라는 개념을 사용하여 보육비용이 1단위 늘어나는 것에 대해 여성의 노동공급이 얼마큼 감소하는 지를 직관적으로 파악할 수 있도록 하였다. 그 결과 보육비용은 여성공급에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 영향의 방향 및 구체적인 정도의 추정은 선행연구별로 상이하다.

우선 초기의 연구에서는 보육비용 혹은 보육비용을 포함한 근로비용이 여성의 노동공급에 상당한 부정적 영향을 미친다고 밝혔다(Heckman, 1974; Cogan, 1980). 이후 연구에서는 보육비용은 여성의 노동공급에 작지만 통계적으로 유의한 부정적인 영향을 미친다고 밝혔다(Blau & Robin, 1988; Connelly, 1989; Ribar, 1992). 보다 구체적으로, 보육비용 탄력성은 Blau & Robins(1988)에서는  $-0.38$ 로, Connelly(1989)에서는  $-0.49$ 로, Ribar(1992)에서는 보다 큰  $-0.74$ 로 추정하였다. Kimmel(1998)은 기존 연구들에서 추정한 보육비용 탄력성이 상이한 이유가 보육비용의 측정방법 및 추정식의 차이에 기인한 것이라고 지적하면서 보육비용탄력성이  $-0.4$ 에서  $-0.9$ 사이에 분포함을 밝혔다. 이러한 선행연구에 따르면 보육비용이 여성 노동공급에 부적(-)인 영향을 미치며, 보육비용을 일부 부담하는 정부의 보육료 지원은 여성 노동공급에 정적인 영향을 미칠 공산이 있다. 그러나 이후 기존 연구들의 방법론적 한계를 지적한 연구에서는 실제 보육비용과 여성 노동공급의 관계가 매우 약하다는 것을 주장하였다(Blau, 2003; Blau & Currie, 2006). 이러한 점에서 보육비용과 여성 노동공급의 관계를 분석한 연구들이 데이터와 방법론에 따라 상이한 결과가 나타나는 것으로 보인다.

이와 함께 선행연구에서 노동공급 결정에 있어서 보육비용의 영향이 더욱 큰 집단은 주로 저숙련, 저소득 여성이라고 밝히고 있다. Anderson & Levine(1999)에서는 숙련도를 기준으로 여성의 보육비용의 탄력성을 분석한 결과  $-0.05$ 에서  $-0.35$  사이에 분포하였는데, 저숙련 여성일수록 탄력성이

높았다. Kimmel(1995)에서는 저소득층 미혼모를 한정하여 보육비용 탄력성을 분석한 결과, 이들 집단에서 탄력성이 더욱 높았음을 확인하였다. 이는 보육비용이 미혼모 저소득층 여성에게 경제활동 참여에 대한 더 큰 장애물이 되고 있음을 의미한다. 한편 보육비용이 여성 노동공급에 정적인 영향을 미친다는 연구도 소수 존재한다. 장지연·김지경(2001)은 보육비용이 많이 드는 여성이 그렇지 않은 여성보다 직장을 그만둘 가능성이 오히려 적다고 밝혔다.

다음으로 국내외의 다수의 선행연구가 보육 지원제도가 여성 노동공급에 어떠한 영향을 미치는 지 보기 위해 다음과 같은 실증연구를 진행하였다. 우선 해외의 선행연구를 살펴보면 다음과 같다. Bauernschuster & Slotter(2015)에서는 독일에서 1996년 실시된 독일 공보육에 대한 지원이 3-4세 자녀를 둔 여성의 노동공급에 대한 정적인 영향을 이중차분과 도구변수를 활용하여 확인하였다. Baker et al.(2008)와 Lefebvre & Merrigan(2008)에서는 1990년 후반 캐나다 퀘벡에서의 보편 보육 확대가 여성의 노동공급에 어떠한 변화를 가져왔는 지를 분석하였고 두 연구 모두 정적인 효과가 있음을 밝혔다. 반면 보육 지원이 모의 경제활동 참가에 영향을 미치지 않는다고 밝힌 연구도 존재한다. Havnes & Mogstad(2011)에서는 노르웨이의 공공보육제도의 확대는 여성 노동공급에 영향을 미치지 않는다고 밝혔다. 이는 노르웨이에서는 이미 보육이용율이 높았고, 공보육이 기존의 사보육을 구축(crowd-out)하였기 때문으로 보인다.

다음으로 국내에서 진행된 보육료 지원의 노동공급효과 연구는 크게 정적인 효과를 나타낸 연구와 부적인 효과를 나타낸 연구로 나뉠 수 있다. 먼저 부적인 효과를 밝힌 연구는 다음과 같다. 우선 최성은(2011)은 노동패널 10차 횡단면 자료를 활용하여 보육료 지원액과 노동공급 간에 음의 상관관계가 있는 것으로 밝혔다. 허남재·석재은(2011) 또한 보육료 지원제도 수급자격이 모의 취업에 부적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이는 우리나라의 보육료 지원이 전 계층으로 확대되면서 취업여성과

미취업여성을 구분하지 않았기 때문이라고 지적하고 있다. 2016년 맞춤형 보육의 도입으로 모의 취업 여부에 따라 보육지원이 상이해지긴 하였으나 그 이전의 보육료 지원은 오히려 취업여성에게 불리하게 제도화되어 있었다. 이에 더해 주보혜(2010)에서는 보육료 지원이 늘어났음에도 불구하고 우리나라 보육서비스의 접근가능성(availability)과 질(quality)의 문제로 인해서 모의 노동공급에 정적인 영향을 미치지 못했다고 밝혔다. 그러나 앞서 언급된 연구들은 보육료 지원 제도가 전 계층으로 확대되기 전 소득 수준이 수급 기준이었던 시기의 연구라는 한계가 있다. 또한 이후 보육료 지원과 더불어 보육서비스의 질과 접근가능성에 대한 정부의 개선 노력이 있었다는 점에서 보다 최근의 보육 제도 변화를 총체적으로 반영할 수 있는 연구가 필요하다. 이후 이영옥(2014)이 2009년과 2012년 자료를 이용하여 보육료 지원이 여성 노동공급을 증가시키는 영향을 가져오지 못했음을 밝혔는데, 정책의 효과가 바로 나타나지 않고 지체되어 나타날(lagged effect) 수도 있다는 점에서 그 이후 년도의 결과를 포함할 필요가 있는 것으로 판단된다.

국내 연구 중에서 보육료 지원이 여성의 노동공급에 정적인 영향을 미쳤음을 밝힌 연구는 다음과 같다. 김정호·홍석철(2013)은 전국보육실태조사 2009년 자료를 이용하여 보육료 지원을 받은 여성의 경우 그렇지 않은 경우보다 경제활동참가율이 영아 모와 유아 모에서 각각 25.5%p, 11.1%p 높은 것으로 분석하였다. 김현숙(2018)은 기혼여성의 효용극대화 식을 이용해 여성노동공급 함수를 구성하여 노동패널의 19년간의 미시패널자료를 이용하였다. 이에 보육료 지원의 대상이 확대되어 감에 따라 기혼여성의 노동시장 참여가 3.5%p 증가하였음을 밝혔다. 이윤식·서영빈(2016)은 한국복지패널 2011년, 2014년도 자료에 대해 비교변화 평가설계를 이용하여 보육료 지원의 보육료 지출 감소 및 여성 노동공급 효과를 분석하였다. 이에 보육료 지원이 모의 노동공급에 정적인 영향을 주었지만, 매우 작은 크기였음을 밝혔다.

개인 및 가구의 특성에 따른 보육료 지원의 노동공급효과를 분석한 연구도

소수 존재한다. 해외연구의 경우 Lefebvre & Merrigan(2008)에서 보육료 지원의 효과를 여성 고학력 집단과 저학력 집단으로 나누어서 보았다. 그 결과 저학력 집단에서는 더 큰 정책의 효과를 보였으나 통계적으로는 유의하지 않았고, 고학력 집단에서는 통계적으로 유의한 상대적으로 작은 정책의 효과를 보였다. 이는 보육료 지원으로 인한 보육지출의 감소폭이 저학력 집단에서 더욱 컸기 때문으로 보인다. 변금선·허용창(2014)는 2012-2013년 보육료 지원 전 계층 확대 이 전에 일어난 2004년과 2009년 사이의 보육료 지원의 확대 효과를 중하위소득더미를 고려하여 삼중차이방법으로 분석하였다. 그 결과 중하위소득 가구에서만 여성의 노동시간이 증가하였다고 밝혔다. 이는 당시 보육료지원 확대의 주요 대상이 중하위소득 가구였기 때문으로 사료된다. 반면 비슷한 기간의 보육료 지원확대의 결과를 이중차이법으로 확인하고 학력을 기준으로 영향의 차이를 본 주보혜(2010)에서는 모의 노동공급에 대한 유의미한 영향이 없었다고 밝혔다. 이영옥(2015)는 전국보육실태조사 2009, 2012년도 자료를 이용해 학력과 소득별로 집단을 구분하여 보육료 지원이 보육시설 이용과 여성 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 이에 저학력 저소득 가구에서는 보육료 지원으로 인해 부모의 직접 돌봄 시간을 보육기관 이용이 대체하였으나 고학력 고소득 가구에서는 그렇지 않았다고 밝혔다. 이는 고학력 고소득 가구에서는 보육기관에 대한 기대수준이 높기 때문에 직접 돌봄을 대체할 만한 보육시설을 찾지 못하기 때문으로 해석되었다(이영옥, 2015). 그렇지만 두 집단 모두에 있어서 노동시간 참여에 대한 유의미한 영향은 나타나지 않는 것으로 나타났다. 그러나 이 연구의 경우 이중차분을 이용할 때 처치집단과 비교집단을 각각 만 0-2세 영아와 만 3-4세 유아로 설정하였기 때문에 전반적인 보육료 지원 정책의 효과를 파악하기에는 한계가 있는 것으로 보인다. 김은정·이혜숙(2016)에서는 영아기에서는 고소득집단에서 모의 취업확률을 높이는 반면, 유아기에서는 저소득집단에서 취업확률을 높인다고 밝혔다.

## 제 3 장 연구가설

본 연구는 2012-2013년에 걸쳐 영유아 전 연령·계층으로 확대된 정부의 보육료 지원이 영유아 가구의 모의 노동공급에 미치는 영향을 규명하는 것을 목적으로 한다. 이에 이를 검증할 수 있는 다음의 연구가설을 설정하였다.

연구문제 1. 정부의 보육료 지원 정책의 확대는 영유아 모의 노동공급에 영향을 미쳤는가?

[연구가설 1-1] 정부의 보육료 지원 정책 확대로 인해 영유아 가구 모의 노동시장 참여확률을 증가시켰을 것이다.

[연구가설 1-2] 정부의 보육료 지원 정책 확대로 인해 영유아 가구 모의 노동시간을 증가시켰을 것이다.

다음으로 본 연구는 정부의 보육료 지원 정책 확대가 영유아 모의 노동공급을 증가시켰다면, 어떠한 집단에서 주로 그 효과가 나타났는 지를 파악하고자 한다.

우선 보육료 지원이 확대되어가는 과정에서 연령별로 구체적인 지원 금액은 상이하게 변화하였다. 2012년 만 5세의 아동에게 도입되었던 누리과정은 2013년 만 3-4세의 아동에게 확대되어 2013년부터 2015년까지 매년 만 3-5세의 유아에게 22만원이 동일하게 지원되었다. 반면 만 0-2세의 영아의 경우에는 연령별로 금액이 차등 지원되며, 그 금액 또한 유아보다 약 2배 남짓 많다. 또한 선행연구에서는 보육료 지원으로 인한 보육비용 부담 감소의 효과가 유아보다 영아에서 더욱 컸음을 밝히고 있다(이영옥, 2015; 이채정, 2018). 이러한 정책적 차이와 영아와 유아의 보육비용 감소 효과 차이로 인해 모의 노동공급에도 상이한 결과로 이어질 것이라고 본다. 이에 본 연구에서는 영아 모 집단에서 유아 모 집단보다 보육료 지원의 노동공급 효과 크기

가 더 클 것이라는 가설을 설정하였다.

다음으로 보육료 지원 정책의 소득 집단 별 효과의 방향성은 다소 불분명해 보인다. 우선 2012-2013년에 걸쳐 대상이 확대된 주요 계층은 소득 상위 30% 집단이다. 이 집단은 2012년 전까지는 보육료 지원의 대상이 아니었다가 2012년에는 만 0-2세와 만 5세의 아동을 대상으로, 2013년에는 만 3-4세의 아동을 대상으로 확대되었다. 그러나 소득 하위 70% 집단은 2009년 7월부터 만 0-5세 아동 대상 보육료 지원의 소득 및 연령별 차등지원의 대상이었다. 이후 지원 금액이 증가한 정책 변화를 경험하였다. 이를 고려하였을 때, 정책 변화의 크기가 상대적으로 큰 소득 상위 30% 집단에서 정책의 효과가 더욱 클 것으로 예상할 수 있다. 그러나 보육료 지원의 금액은 보육비용 부담을 상대적으로 덜 느끼는 고소득 집단에 노동공급 결정을 바꿀 만큼 크지 않을 수 있다. 선행연구에서는 보육비용에 대한 노동공급 탄력성이 고소득 집단보다 저소득 집단에서 더욱 크다는 것을 밝혔다(Kimmel, 1995). 즉 보육료 지원으로 인해 보육비용이 두 집단에서 동일하게 감소하였다 하더라도, 저소득 집단에서 노동공급이 더욱 크게 증가할 것으로 예상되는 것이다. 경제학 모형에서도 고소득 집단은 일정 수준의 수준까지 소득이 증가하면 여가를 선택하여 노동공급을 줄이는 후방굴절이 일어날 수 있다. 또한 선행연구에서는 고소득 가구일수록 보육서비스 질적 수준에 대한 더 높은 수요를 보이고 있다고 밝히는데, 보육기관의 질적 수준의 향상 없이 보육료 지원만으로는 여성의 시간배분에 영향을 미치는 데 한계가 있음을 지적하였다(이영옥, 2015). 이를 종합적으로 고려한다면 보육료 지원 확대의 보다 직접적인 대상은 소득 상위 30% 가구일지라도 그 효과는 상대적으로 크지 않을 것으로 충분히 예상할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 [연구가설 2-2]와 같이 보육료 지원 정책의 노동공급 효과가 소득 하위 70% 집단에서 더욱 클 것이라는 가설을 설정하였다.

마지막으로 학력은 자녀가 있는 여성의 돌봄에 대한 시간배분 결정에 큰 영향을 주는 특성으로 알려져 있다. 즉 교육수준이 높을수록 자녀 돌봄에 더 많



은 시간을 투자하고, 돌봄을 통한 과정 효용을 크게 경험한다는 것이다 (Bianchi & Robinson, 2004; Chalansani, 2007; Guryan et al., 2008; Bonke & Esping Andersen, 2009). 이에 더해 교육수준이 높을수록 보육시설의 질에 대한 관심과 기대치가 크기 때문에 여성 자신의 시간의 기회비용이 높아 노동공급이 감소한다(황수경, 2003; 김대일, 2008; 윤자영, 2010에서 재인용). 즉 여성의 학력이 높은 경우 시간 투자를 통해 자녀의 역량을 향상시키는 정도가 보육기관을 이용하는 것보다 더 높다면, 직접 돌봄시간이 보육시설 이용으로 대체되기는 어려울 것이다(이영옥, 2015). 이러한 점을 고려할 때 보육시설의 질적 수준에 대한 신뢰 및 정보가 충분하지 않다면, 보육료 지원으로 인해 보육비용 부담이 줄어들어도 여성의 노동공급 결정에 크게 영향을 미치지 못할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 보육료 지원의 노동공급 효과가 저학력 모 집단에서 더 클 것이라는 [연구가설 2-3]을 설정하였다.

연구문제 2. 정부의 보육료 지원 정책의 확대의 노동공급 효과는 어떠한 집단에서 나타났는가?

[연구가설 2-1] 정부의 보육료 지원 정책 확대에 의한 모의 노동공급 증가 효과는 유아보다 영아 모에서 더 클 것이다.

[연구가설 2-2] 정부의 보육료 지원 정책 확대에 의한 모의 노동공급 증가 효과는 고소득 집단보다 중·저소득 집단에서 더 클 것이다.

[연구가설 2-3] 정부의 보육료 지원 정책 확대에 의한 모의 노동공급 증가 효과는 고학력 집단보다 저학력 집단에서 더 클 것이다.

## 제 4장 연구방법 및 변수설정

### 제 1절 연구방법

#### 1. 이중차이 모형의 원리

처치가 무작위로 배분되는 ‘인위적 실험(artificial experiment)’의 상황에서는 프로그램집단과 비교집단의 결과 값의 차이를 단순히 계산함으로써 프로그램의 평균 인과효과를 추정할 수 있다. 그러나 자녀의 연령을 기준으로 처치(정책)의 여부가 달라지는 보육료 지원 확대는 인위적 실험이 아닌 ‘자연적 실험(natural experiment)’의 상황이다. 즉 프로그램 집단과 비교집단의 선택편의를 통제하고 무작위로 선정된 상황이 아닌, 인구학적 기준으로 인해 정책의 영향을 받는 집단과 그렇지 않은 집단으로 자연적으로 나뉘게 된 ‘준실험적’ 상황이다. 이러한 경우 정책의 인과적인 효과를 정확히 파악하기 위해서는 내생성을 통제하기 위한 방법이 요구되며, 본 연구에서는 이중차분법(Difference in Difference)을 사용하고자 한다.

이중차분법은 관심대상 설명변수가 지역이나 코호트와 같은 집단 수준 혹은 집계된 수준에서만 변동을 갖는 경우 이용될 수 있는 방법이다(Angrist & Pischke, 2008). 이 방법은 우선 정책의 대상이 되거나 혹은 영향을 받는 지를 기준으로 집단을 구분한다. 또 정책의 실시 전후를 비교하면 처치·통제, 사전·사후를 두 번 비교할 수 있게 된다. 각 집단에서 정책 전 후의 결과값을 차분하고(일차차분값), 또다시 처리집단의 일차차분값에서 통제집단의 차분값을 빼는 것이다. 이것이 이중차분 값에 해당하고, 이를 정책효과로 볼 수 있게 된다. 이러한 방식은 집단 수준에서 관측되지 않은 변수의 영향을 제거함으로써 누락변수 편위(omitted variable bias)를 통제하여 오로지 정책의 인

과적 효과만을 측정할 수 있게 된다.

<표4> 이중차분의 원리

	사전	사후	차분값
처치집단	$y_{치,전}$	$y_{치,후}$	$y_{치,전} - y_{치,후}$
비교집단	$y_{비,전}$	$y_{비,후}$	$y_{비,전} - y_{비,후}$
이차차분 값			$(y_{치,전} - y_{치,후}) - (y_{비,전} - y_{비,후})$

이중차분 회귀식에서 각 회귀계수의 의미를 해석하는 데에는 주의가 필요하다. 다중회귀식에서 각 회귀계수는 다른 변수들을 통제하였을 때 어떤 독립변수가 1단위 변화할 때 종속변수에 미치는 영향이다. 그러나 이중차분에서 집단을 구분하는 정책변수(policy)와 시기변수(after), 그리고 그 상호작용항(after\*policy)변수의 회귀계수 및 상수항은 다른 의미를 지니고 있다.

$$work = \beta_0 + \delta_0 after + \beta_1 policy + \delta_1 (after \times policy) + \varepsilon \quad (\text{식 4.1})$$

$$E_{11} \equiv E(work|after = 1, policy = 1) = \beta_0 + \delta_0 + \beta_1 + \delta_1$$

$$E_{10} \equiv E(work|after = 1, policy = 0) = \beta_0 + \delta_0$$

$$E_{01} \equiv E(work|after = 0, policy = 1) = \beta_0 + \beta_1$$

$$E_{00} \equiv E(work|after = 0, policy = 0) = \beta_0$$

$$\text{이중차분 추정량} = (E_{11} - E_{10}) - (E_{01} - E_{00}) = (\beta_1 + \delta_1) - \beta_1 = \delta_1$$

먼저 (식 4.1)에서 상수항에 해당하는  $\beta_0$ 는 정책 전 시기 비교집단의 결과변수의 값을 의미한다. 다음으로 정책변수의 회귀계수인  $\beta_1$ 는 정책 전시기 처치집단과 비교집단의 집단차이 값을 나타낸다. 이에 상수항  $\beta_0$ 와 정책변수 회귀계수  $\beta_1$ 를 더하게 되면 정책 전 시기 처치집단의 결과변수 값을 갖게 된다. 세 번째 시기변수의 회귀계수인  $\delta_0$ 는 비교집단의 정책 시행 전과 후의 시점차이 값이다. 따라서 상수항  $\beta_0$ 와 시기변수 회귀계수  $\delta_0$ 를 더하면 정책 후 시점 비교집단의 결과변수 값이다. 마지막으로 정책변수와 시기변수의 상호작용항

의 회귀계수인  $\delta_1$ 는 정책의 효과, 즉 이중차이 값에 해당한다.

## 2. 모형 설계의 유의점

### (1) 비교집단의 설정

이중차분법을 이용한 실증연구에서 중요한 점은 적절한 비교집단(control group)을 설정하는 것이다. 비교집단은 첫째 정책변화가 없거나 정책 변화의 영향이 다르며, 둘째 처치집단의 영향을 받지 않고, 셋째 공통추세의 가정이 성립할 것으로 생각되는 집단이어야 한다. 본 연구에서 정책 변화는 영유아를 대상으로 한 보육료 지원이며, 정책변화를 받지 않은 집단 중 영유아 모와 비슷한 특성의 집단을 찾는 것이 관건이 된다.

본래 특정 프로그램 및 정책의 효과에 대한 평가는 전형적으로 프로그램·정책이 특정 지역이나 집단을 대상으로 실시되고, 이 프로그램 집단을 프로그램이 실시되지 않은 지역이나 집단과 비교하는 것이다. 그러나 프로그램 및 정책이 전국민에 대해 동시에 실시되는 경우에는 진정한 의미의 비교집단이 존재하지 않는다. 이에 우리나라와 같이 전국적 정책들의 효과를 분석하기 위해서는 정책 적용의 대상이 되는 기준으로 집단을 구분하여 전자를 프로그램집단으로 후자를 비교집단으로 구분하여 적용하는 방법을 사용한다. 이에 처치집단은 정책에 영향을 받은 집단으로, 비교집단은 정책에 영향을 받지 않은 집단으로 정의될 수 있다. 이러한 점에 있어서 처치집단과 비교집단을 구분하는 기준은 보다 정확한 정책 효과를 측정하는 데 매우 주요한 역할을 한다. 본 연구의 경우 자녀의 연령을 기준으로 보육료 지원의 확대 여부가 결정되므로 연령이 처치 및 비교집단을 구분하는 특성이 될 것이다. 이러한 경우의 이중차분법을 통해 정책 효과를 분석할 때 고려해야 할 점에 대해서 살펴보면 다음과 같다.

먼저 자녀의 연령을 기준으로 처치집단과 비교집단을 구분할 때 자녀가 두

명 이상인 경우 집단 설정에 있어 명확한 기준이 필요하다. 이에 관해 선행연구 검토 결과, 자녀가 두 명 이상일 때 가장 나이가 어린 자녀의 연령을 기준으로 삼았다(Baker et al, 2008; Lefebvre & Merrigan, 2008; Havnes & Mogstad, 2011; Bauernschuster & Schlotter, 2015). 이는 어린 자녀의 연령으로 인해 정책의 대상이 되는 경우가 더 많기 때문이며, 여성이 노동공급 결정을 내릴 때 가장 나이가 어린 자녀의 영향을 더 많이 받기 때문인 것으로 보인다. 이에 더해 선행연구에서는 이중차분 회귀식에 자녀 수를 통제하였다.

이와 함께 집단을 구분하는 기준이 연령인 경우 주의해야 할 점은 자녀의 연령이 높아지면서 생기는 문제이다. 연령이 아닌 다른 기준, 예를 들어 서로 다른 주(state)가 처치 및 비교 집단인 경우에는 처치집단이 비교집단으로 바뀌는 것이 불가능하다. 그러나 연령이 기준인 경우에는 속하게 되는 집단이 바뀔 수도 있다. 만약 정책의 영향을 받은 특정 연령 집단이 연도가 지남에 따라 비교집단이 된다면 이는 정확한 정책의 효과를 파악할 수 있는 모형이 될 수 없다(Bauernschuster & Schlotter, 2015). 예를 들어 본 연구 모형에서 정책 전 시기의 영유아 모는 정책 후 시기의 초등학생 모가 될 수 있는데, 이 경우 정책 변화를 경험하였는 지의 여부가 중요하다. 본 연구모형에서 정책 변화 전 시기인 2010년에 만 3-5세의 아동 모는 각각 2015, 2014, 2013년에 비교집단이 된다. 이 중 2010년을 기준으로 만 3세인 아동은 2012년에 만 5세이기 때문에 정책의 변화를 경험하게 되고, 이 경우 비교집단으로서 적절하지 않기 때문에 표본에서 제외하였다. 그러나 2010년 기준 만 4-5세인 아동은 정책의 변화를 경험하지 않기 때문에 비교집단으로서 여전히 적합하다.

## (2) 비교 년도의 설정

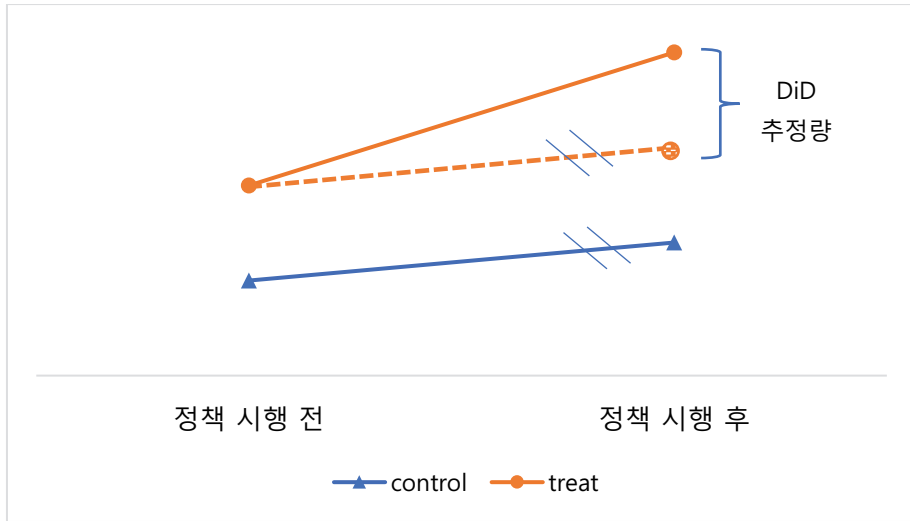
이중 차분 모델에서 비교 년도를 설정하는 것 또한 중요한 사항이다. 기간이 길어지면 정책 변화 이외의 다른 요소들이 작용할 가능성이 높아진다. 만약 기간을 길게 설정한 연구의 경우 같은 기간 관심 변수에 영향을 줄 수 있

는 정책변화가 없었음을 보이거나 그 정책의 효과가 미미했다는 근거를 제시하였다(Lefebvre & Merrigan 2008). 반대로 기간이 너무 짧으면 정책 변화가 아직 나타나지 않았을 가능성이 있다. 선행연구 검토 결과, 비교 년도를 설정하는 명확한 법칙은 없지만 다른 정책들의 변화, 종속변수의 추이, 정책의 효과 등을 다면적으로 살펴보는 것이 중요하다. 이와 함께 비교 년도의 설정이 임의적이지 않았음을 보이기 위해서 추가적인 식을 통해 검증 결과를 보완하는 것도 가능하다. 선행연구에 따르면, 기준 년도를 다르게 설정하여도 결과값이 크게 달라지지 않음을 보이거나(Bauernschuster & Schlotter 2015), 다년도를 포함할 수 있는 확장식 또한 유의함을 보이기도 하였다(Havnes & Mogstad 2011).

### (3) 공통 추세(parallel trend) 가정

이중차분법에서 비교집단을 설정할 때 가장 중요하게 강조되는 것이 공통 추세 가정(Common trend assumption)이다. 이는 처치가 없다면 종속변수의 추세가 두 집단에서 동일할 것이라는 가정이다(Angrist & Pischke, 2008). 이중차분에서는 처치집단과 비교집단의 집단간 차이를 이용하기 때문에, <그림 3>과 같이 처치집단은 처치가 없었다면 비교집단과 평행한 추세를 보였을 것이라고 기대되어야 한다. 즉 처치 이외에 각 집단에 서로 다른 영향이 없어야 한다.

이 가정을 만족해야 이중차분법으로 도출된 효과 값이 정책의 진정한 인과적 효과를 반영할 수 있게 된다. 예를 들어 어떤 집단의 정책참여 여부가 과거 값에 따라 결정되는 경우 이러한 공통추세 가정이 위반될 수 있으며 이 경우 정책의 효과가 과소 및 과대 평가된다. 그러나 공통추세 가정은 처치집단과 비교집단이 그러나 공통추세 가정을 직접적으로 확인하는 방법은 없기 때문에 다음과 같은 간접적인 방법들로 이를 확인해야 한다.



<그림 3> 공통추세 조건

공통추세 가정을 확인하는 첫 번째 방법은 정책 이전 시기에서 여러 기간의 자료를 이용해 두 집단의 추세를 눈으로 확인하는 것이다(Angrist & Pischke, 2008; 윤자영 · 홍민기, 2014). 정책 변화 이전 여러 기간동안 두 집단에서의 추세가 현저히 다르게 나타난다면, 처치집단의 정책 효과를 분석하기에 비교 집단은 적절치 못하다는 판단을 내릴 수 있다. 이처럼 두 집단의 추세를 확인해 보는 것은 매우 중요한데, 특히 두 집단의 서로 다른 특성으로 인해 종속 변수의 서로 다른 추세를 보일 것으로 의심이 되는 경우 더욱 그러하다. 본 연구 모형에서도 처치집단인 영유아 모와 비교집단인 초등학교 자녀 모의 정책 시행 전 노동공급 추세를 확인해 볼 필요가 있다. 이에 정책시행 년도 이전인 2008-2011년의 자료를 이용하여 평행 추세 정도를 확인하고자 한다.

두 번째로 공통추세 조건을 확인하는 방법은 플라시보 처치 검정(Placebo treatment)을 하는 것이다(윤자영 · 홍민기, 2014). 플라시보 처치 검정은 정책 변화가 실제 일어난 것보다 이른 시기에 일어났다고 가정해 보고 가짜 정책변화의 유의성을 확인해보는 것이다. 이에 가짜 정책의 효과가 통계적으로 유의하지 않거나 실제 정책효과와 반대의 양상을 보인다면 본 모형이 적합하

다고 볼 수 있다. 그러나 반대로 가짜 정책의 효과 또한 유의하다고 나온다면 처치집단에서의 변화가 순수하게 정책의 변화 때문이 아니라 정책 변화 이전에 있었던 외부적인 영향 때문이라고 볼 수 있다.

세 번째로 확인해야할 점은 해당년도에 한 집단에게 관심변수와 관련된 영향을 주는 경향(trend)이 없어야 한다는 것이다. 이러한 점에 있어 비슷한 시기에 정책이 확대된 양육수당은 보육료 지원의 효과를 정확히 파악하는 데 문제로 작용할 수 있다. 선행연구에 따르면 양육수당은 여성노동공급율에 대체로 부적인 영향을 준다(Schone, 2004; Kornstad & Thoresen, 2007; Kosonen, 2008). 이에 보육료 지원의 노동공급효과를 과소 추정하는 방향으로 이끌 수 있다. 그럼에도 불구하고 보육료 지원의 효과가 유의하다면 보육료 지원의 실제 효과는 더 크다고 예상할 수 있다. 선행연구에서도 각 집단에 서로 다르게 영향을 미치는 또다른 정책의 유무에 대해서 언급을 하였다. 이에 또다른 정책이 종속변수에 유의하게 영향을 미치지 않았다는 다른 연구의 결과를 인용하거나, 결과를 과소추정하기 때문에 그럼에도 불구하고 통계적으로 유의한 영향이 있다면 크게 문제가 되지 않다고 언급하였다(Backer et al, 2008)

#### (4) 종속변수가 이진변수인 경우

이중차분 회귀식의 해석과 관련해서 주의해야 할 점은 본 연구처럼 종속변수가 이진변수인 경우이다. 기존 연구들에서 종속변수가 취업여부와 같이 이진변수인 경우에 로짓 및 프로빗과 같은 비선형 모형을 사용하였다(주보혜, 2010; 이승재, 2016). 그러나 비선형모형에서는 더 이상 정책변수와 시기변수의 상호작용항(after\*policy)이 이중차분 추정치 즉, 정책효과를 나타내지 못한다. (식 4.2)와 같이 계수들이 비선형 관계에 있기 때문에 차분할 수가 없기 때문이다.

$$\Pr(Y = 1|X) = G\{\beta_0 + \delta_0 after + \beta_1 policy + \delta_1(after \times policy) + \varepsilon\} \quad (\text{식 4.2})$$



이러한 근거로 Ai & Norton(2003)은 종속변수가 이진변수일 시 이중차분 모델을 이용할 때 결과변수가 연속형인 것처럼 취급하여 선형확률모형 (Linear Probability Model)을 사용할 것을 주장하고 있다(윤미례 · 김태일, 2017). 이에 본 연구에서도 종속변수가 노동참여인 경우 로짓이나 프로빗의 비선형모형이 아닌 선형확률모형(LPM)으로 분석을 하고자 한다.

#### (5) 추가모형 설정

정책의 변화에 영향을 보다 직접적으로 받을 것으로 예상되는 경우 분석대상을 한정하면 정책의 효과를 더욱 분명하게 나타낼 수 있다. 기존 연구에 따르면 기본 모형에서 분석대상을 한정하는 추가 모형을 설정하여 이러한 가설을 검증하고 있다. Lefebvre et al(2008)은 퀘벡에서 실시된 보육료 지원의 변화가 저학력 여성에게 보다 큰 영향을 미칠 것으로 보아 여성의 학력을 기준으로 집단을 나누어 추가적인 분석을 진행하였다. 이러한 방식은 표본 수 자체가 줄어들어 표준오차가 증가하며 이에 통계적으로 유의하지 않은 결과가 있다는 단점이 있지만 기본모형에 더해 추가적인 가설을 검증해볼 수 있다. 본 연구에서도 여성의 학력과 가구의 소득에 따라 보육료 지원의 효과가 상이할 것으로 가정하고 있다. 이에 기본 모형에 더해 학력모형과 소득모형을 추가하여 정책의 효과에 차이가 있는 지 검증하고자 한다.

## 제 2 절 분석 자료

본 연구에서는 「한국노동패널조사(Korean Labor and Income Pane Study: 이하 KLIPS)」의 13, 14, 16, 17, 18(2010, 2011, 2013, 2014, 2015)차 자료를 이용하고자 한다. 한국노동연구원이 제공하는 이 자료는 1998년 1차년도 조사를 시작으로 19차(2016)까지 조사가 완료되었다. 본 자료는 국내유일의 노동관련 가구패널조사로 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 갖고 있는 자료이다. KLIPS는 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원을 대상으로 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있다. 각 조사년도 별 원표본가구 유지율은 4차년도 이후 안정되어 매해 약 1%포인트 감소하여, 18차년도(2015)에 68.4%의 표본유지율을 나타냈다.

본 연구는 보육료 지원 정책의 확대 이전과 이후의 여성의 노동공급을 비교 분석하는 연구이다. 이에 정책 확대 이전(2010-2011), 이후(2013-2015)의 분석대상의 가구 및 가구원의 인구·사회학적 정보 및 근로여부, 근로 시간에 대한 정보를 필요로 한다. 이러한 자료를 모두 담고 있는 유일한 자료로 판단되어 본 조사자료를 연구에 이용하기로 한다.

### 제 3절 연구 모형

본 연구에서 설정한 가설을 검증하기 위한 연구모형은 <표 5>와 같다.

<표 5> 연구 모형

모형	구분	처치 집단	비교 집단	분석 대상	분석 시점
기본 모형		영유아 모	초등학생 모	영유아 및 초등학생 모	2012년 전후
영유아 모형	영아 모	영아 모	초등학생 모	영유아 및 초등학생 모	2012년 전후
	유아 모	유아 모	초등학생 모	영유아 및 초등학생 모	2012년 전후
소득 모형A		소득 상위 30% 영유아 모	소득 하위 70% 영유아 모	영유아 가구	2012년 전후
소득 모형 B	저소득	영유아 모	초등학생 모	소득 하위 70% 영유아 및 초등학생 모	2012년 전후
	고소득	영유아 모	초등학생 모	소득 상위 30% 영유아 및 초등학생 모	2012년 전후
학력 모형	저학력	영유아 모	초등학생 모	저학력 영유아 및 초등학생 모	2012년 전후
	고학력	영유아 모	초등학생 모	고학력 영유아 및 초등학생 모	2012년 전후

#### 1. 처치집단과 비교집단의 설정

##### (1) 기본모형

우선 기본 모형은 보육료 지원의 확대가 영유아 노동공급에 미친 영향을 분석하는 모형이다. 비교집단은 초등학생 모로 설정하였다. 초등학생 모 집단은 처치집단과 완전히 동일한 특성을 갖고 있지는 않지만, 비교적 어린 연령의 자녀가 있고 보육료 지원 확대라는 처치의 효과를 받지 않은 집단이다. 이에 정책의 효과를 파악하기에 적절한 집단으로 사료된다. 분석 시점은 2012년 전후인데, 정책이 2012년에는 만 3-4세의 아동에게는 보육료 지원이 확대되지 않았기 때문에 이 시기에 해당하는 자료는 분석대상에서 제외하기로 한다.

## (2) 영유아 모형

두 번째 영유아 모형은 보육료 지원의 정책효과가 영아와 유아 모에게 각각 다르게 나타날 수 있음을 고려한 모형이다. 비교집단은 기본모형과 같이 초등학교 모 집단으로 두고, 처치 집단을 자녀의 연령에 따라 영아 모 집단과 유아 모 집단으로 구분하였다. 즉 가장 어린 자녀의 연령이 만 0-2세이면 영아 모 집단, 만 3-5세이면 유아 모 집단이다.

## (3) 소득 모형

세 번째 소득모형은 A모형과 B모형으로 나뉜다. 세부 모형으로 나누는 이유는 다음과 같다. 이중차이분석은 정책의 변화 영향을 받지 않은 집단을 비교집단으로, 받은 집단을 처치집단으로 설정하여 집단 및 시기의 차이를 통해 정책의 효과를 살펴보는 것이다. 그리고 두 집단은 정책변화 이외에 다른 모든 특성이 비슷할 것으로 기대되어야 한다. 이에 관하여 본 연구의 연구대상인 보육료 지원 확대의 효과에 대해 이 두 조건을 모두 완벽하게 만족하는 모형을 구상하는 것은 한계가 있다. 비교집단을 정책의 변화와 전혀 관계없는 집단으로 설정할수록 처치집단의 특성이 상이해지는 경향이 있기 때문이다. 이에 본 연구에서는 두 조건을 최대한 충족하되, 그렇지 못할 시에는 다음과 같이 추가적인 모형을 통해 분석의 타당성을 높이는 방법을 취하고자 한다.

먼저 소득모형A는 보육료 지원의 변화가 보다 직접적으로 나타났을 것으로 예상되는 집단을 기준으로 정책의 효과를 보는 것이다. 2011년에는 전 연령에서 영유아가구 소득 하위 70% 이하의 계층에만 보육료가 지원되었으나, 2012-2013년에 걸쳐 전 계층으로 확대되었다. 이에 직접적으로 정책 변화의 영향을 받은 집단은 소득 상위 30% 집단이라고 볼 수 있다. 이에 정책 변화 전후 모두 보육료 지원을 받았던 소득 하위 70% 가구의 영유아 모를 비교집단으로, 본래 보육료 지원을 받지 못했지만 정책 변화 이후 지원을 받게 된 소득 상위 30% 가구의 영유아 모는 처치집단으로 설정한다. 이러한 소득

모형A는 본 연구의 여러 모형들 중 유일하게 비교집단 또한 영유아 모 집단이다. 이러한 점에서 다른 모형들과 다르게 비교집단과 처치집단의 특성차이를 더욱 통제할 수 있을 것으로 생각된다.

소득모형B는 기본모형과 같이 비교집단을 초등학생 모로, 처치집단을 영유아 모로 설정하되 소득 집단을 나누어서 분석하는 것이다. 소득모형A에서 비교 집단이었던 소득 하위 70% 영유아 모는 엄밀히 말하면 정책변화를 경험하지 않은 것은 아니다. 정책 변화 전 시기보다 지원금액이 높아졌기 때문이다. 이에 더해 소득모형B에서는 소득수준에 따라 정책의 효과 및 노동공급결정이 달라질 수 있는 문제점도 존재한다. 이러한 점을 고려하여 소득집단별로 정책의 효과를 살펴보는 것이 본 모형의 목적이다. 이에 더해 비교 집단을 비슷한 소득수준으로 한정하여도 소득모형A의 분석 결과가 일치하는 지 확인해볼 수 있는 추가적 분석이 될 것이다. 정리하자면, 소득모형B는 소득 하위 70% 집단에 대해서는 보육료 지원 금액의 증가에 대한 저소득층의 효과를 보는 것이며, 소득 상위 30% 집단에 대해서는 보육료 지원 유무에 대한 고소득층의 효과를 보는 것이다.

#### (4) 학력 모형

마지막 학력모형은 기본모형과 같이 비교집단을 초등학생 모로, 처치집단을 영유아 모로 설정하되 학력수준으로 집단을 나누어서 분석하는 것이다. 이에 교육수준이 고등학교 졸업 이하이면 저학력 집단으로, 그 이상이면 고학력 집단으로 구성하였다. 이는 전문대 졸업, 대학교 졸업, 대학원 졸업 이상 모두를 포함한다.

## 2. 분석 시기의 설정

분석 시점을 설정하는 것은 앞서 연구방법에서 살펴보았듯이 정책의 인과적 효과를 정확히 파악하는 데에 매우 중요한 사항이다. 국내의 선행연구들은 주

로 단 년도를 정책 전후 비교 시기로 설정하였다(주보혜, 2010; 변금선 · 허용창, 2014; 이승재, 2016; 김은정 · 이혜숙, 2016; 윤미례 · 김태일, 2017). 변금선 · 허용창(2014)에서는 5년마다 조사되는 생활시간자료를, 김은정 · 이혜숙(2016)은 3년마다 조사되는 전국보육실태조사를 이용하였기 때문에 자료의 특성상 단 년도를 선택하여 분석하였으나 나머지의 연구들에서는 정책 전 시기와 후 시기를 선택한 기준이 뚜렷이 나타나지 않고 있다. 한편 해외의 선행연구 중에서는 정책 전후 시기 자료들을 통합한 자료(pooled data)를 통해 연구 결과의 타당성을 높였다(Havnes & Mogstad, 2011). 혹은 정책 변화 이후의 여러 시기들에 대해 정책 효과를 각각 분석하여 정책 효과가 시간이 지나감에 따라 더욱 커지는 것을 확인하였다(Lefebvre & Merrigan, 2008). 본 연구에서 또한 보육료 지원의 여성 노동공급 효과가 어떤 단 년도의 결과값에 한정하여 분석되기에는 무리가 있다고 본다. 보육료 지원의 대상이 전 계층으로 확대된 년도는 2013년이지만, 그로 인해 여성의 노동공급 결정이 해당 년도에 반영되었다고 보기는 어렵기 때문이다.

이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 정책 변화 전후 시기에 대해서 여러 년도의 자료를 활용하기로 한다. 즉 정책 변화 전 시기를 2010, 2011년도로, 후 시기를 2013, 2014, 2015년도로 보고 자료를 통합하여 결과를 제시하기로 한다. 이러한 분석은 정책 변화 전후 시기 설정의 자의성을 차단하고 정책 효과 분석의 타당성을 높일 것으로 기대된다. 더불어 정책의 효과가 지체(lagged effect)되어 나타나는 현상 또한 반영할 수 있을 것이다.

## 제 4절 변수 설정

### 1. 독립변수

이중차분법에서의 독립변수는 정책효과변수, 정책더미, 시기더미로 이루어진다. 정책더미는 정책의 영향을 받으면 1, 받지 않으면 0으로 설정되고 시기더미는 정책 시행 후면 1, 정책 시행 전이면 0으로 설정된다. 정책효과변수는 정책더미와 시기더미의 상호작용항으로 만들어지며, 이 변수의 계수는 이중차이 값, 즉 다른 변수들을 통제하였을 때의 정책 효과 값을 의미한다.

기본 모형을 비롯한 대부분의 모형에서 처치집단은 영유아 모이며 비교집단은 초등학생 모이다. 영유아는 만 0-5세를 포함하며 유아는 만 3-5세 아동을 의미한다. 각 모형에서 가장 어린 자녀가 영아 혹은 유아일 경우 정책변수를 1로 코딩한다. 다음으로 초등학생 모 집단은 가장 어린 자녀의 연령이 8-12세일 경우 1로 코딩한다. 단 2015년의 경우 9-12세일 경우 1로 코딩한다. 2015년에 만 8세 아동은 2012년 만 5세였으므로 보육료 지원 정책 변화, 즉 처치를 받은 집단이기 때문에 비교집단으로서 적절하지 않기 때문이다. 시기변수의 경우 2010-2011년에 해당하는 경우를 0으로 코딩, 2013-2015년일 경우 1로 코딩한다.

소득모형 A의 경우, 다른 모형과 다르게 정책변수의 값이 연령이 아닌 소득을 기준으로 나뉜다. 정부에서 정한 보육료 지원과 관련한 소득인정액은 가구의 생활수준을 형평성 있게 고려하기 위해 가구 월 소득액에 토지, 주택, 금융재산, 자동차 등 가구가 보유한 재산의 월 소득환산액을 합산하여 계산된다. 이를 계산하기 위해서는 근로소득, 사업소득, 토지 시가표준액, 주택 및 건축물 시가표준액, 전 월세 보증금, 자동차 배기량과 가액, 금융재산 가액, 거주지역, 대출금 자료가 필요하다. 본 연구에서 사용하는 한국노동패널조사에서는 환산에 이용되는 변수 중 사업소득과 자동차 배기량을 제외하고 모든 변수를 제공하고 있다. 이에 나머지 변수들을 활용하여 정부에서 정한 소득인정액

계산식<sup>4</sup>을 통해 각 가구의 소득을 계산하였다.

2011년을 기준으로 정부에서 정한 소득 기준액은 가구원 수에 따라 상이하다. 이 때 가구원 수에 조부모는 미포함이며, 3~6인 기준으로 각각 월 415만원, 480만원, 537만원, 588만원이다. 이를 기준으로 기준액 이하의 가구의 여성이면 0의 값으로, 이상의 가구 여성이면 1의 값으로 코딩한다. 이 모형에서 또한 정책효과는 정책변수와 시기변수의 상호작용항으로 측정된다.

본 연구에서 추가적으로 이중차이 분석의 타당성을 검증하기 위한 ‘플라시보 검정’을 추가적으로 분석한다. 즉, 정책이 일어나기 전 시점을 시기더미의 기준으로 두고 정책효과 계수 값의 통계적 유의성을 확인하는 것이다. 본 연구에서 실제 정책의 변화는 2012-2013년에 일어났으므로 가짜 시기더미는 2010년 일 경우 0, 2011년일 경우 1로 코딩하였다. 가짜 정책효과는 정책변수와 가짜 시기변수의 상호작용항으로 코딩한다.

## 2. 종속변수

본 연구에서 살펴보고자 하는 종속변수는 여성의 노동공급이다. 이를 위해 ‘취업 여부’와 ‘노동 시간’을 변수로 사용하기로 한다. 한국노동패널 자료에서 경제활동 상태를 묻는 문항 중 취업자와 미취업자를 구분하는 것을 변수로 사용하여 취업자의 경우 1, 미취업자의 경우를 0으로 코딩한다. 다음으로 노동 시간의 경우 주당 평균 근로시간을 이용한다. 이에 주당 정규 근로시간을 이용하였으며, 초과 근무가 있는 경우 주당 초과근로시간을 주당 정규 근로시간

---

<sup>4</sup> 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 더한 뒤 지역별 기초공제 값과 금융권 대출 전액을 뺀다. 3단계에서 2단계의 잔액이 0원 이상인 경우 (2단계 잔액 x 4.17% x 1/3)+(금융재산 가액 x 6.26% x 1/3)를 하고 2단계 잔액이 0원 미만인 경우 (2단계 잔액+금융재산 가액) x 6.26% x 1/3으로 계산한다. 마지막 최종 소득 인정액은 1단계와 3단계의 값을 더해 얻는다.



에 합하여 변수로 활용한다.

### 3. 통제변수

본 연구에서는 보육료 지원의 여성 노동공급 효과를 보기 위해서는 어린 자녀가 있는 여성의 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 인구학적 및 사회학적 변수들을 통제함으로써 보다 정확한 계수, 즉 정책효과의 값을 추정하고자 한다. 이에 따라 본 연구에서 설정한 통제변수의 목록 및 각 변수에 대한 설명이 다음의 <표6>와 같이 정리되어 있다.

<표 6> 통제변수 목록

구분	변수 명	변수 설명 및 측정방법	변수 유형
모 특성	연령	모의 만 나이	연속
	교육수준	기준변수: 고등학교 졸업 이하 2/3년제 대학(더미변수1) 4년제 대학(더미변수2) 대학원(더미변수3)	더미
	모 가구주 여부	가구주=1, 비가구주=0	더미
자녀 특성	자녀 수	만 18세 이하 자녀 수	연속
	가장 어린 자녀 연령	가장 어린 자녀의 만 나이	연속
가구 특성	조부모와 동거 여부	부모세대와 동거=1, 비동거=0	더미
	가구 소득	$\ln(\text{연간가구총소득} - \text{본인근로소득})$	연속
	자가 여부	자가=1, 비자가=0	더미
	대도시 여부	대도시 거주=1, 대도시 비거주=0	더미

먼저 모의 특성과 관련된 변수 중에서 연령은 모의 만 나이로 측정하였다. 다음 교육수준은 본 자료에서 조사한 학력(학교) 변수와 학력(이수여부) 변수를 활용하여 세 개의 더미변수를 만들었다. 기준변수는 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 경우이며, 첫 번째 더미 변수는 최종학력이 2/3년제 대학인 경우

1로, 나머지는 0으로 코딩하였다. 두 번째 더미변수는 최종학력이 4년제 대학인 경우는 1로, 나머지는 0으로 코딩하였다. 세 번째 더미변수는 최종학력이 대학원 졸업 이상인 경우 1로, 나머지는 0으로 코딩하였다. 모 가구주 여부 변수는 가구주와의 관계 변수를 이용하여 모가 가구주인 경우 1, 가구주가 아닌 경우를 0으로 코딩하였다.

다음 자녀의 특성과 관련된 변수는 기존 연구에서 자녀 수와 어린 자녀의 유무는 여성의 의중임금(reservation wage)을 증가시키고, 여성의 노동공급 가능성을 낮춘다고 보아 이를 통제하였다(Connelly, 1992; Baker et al, 2008; Lefebvre & Merrigan, 2008; Havnes & Mogstad, 2011; Korpi et al., 2012; Bauernschuster & Schlotter, 2015). 이에 자녀 수와 가장 어린 자녀의 만 나이를 변수로 사용한다.

가구 특성과 관련하여, 조부모와 같은 가정 내 다른 잠재적 돌봄자의 유무는 보육비용을 감소시키고, 여성의 노동공급 가능성을 높인다(Korpi et al., 2012). 이에 부모세대와의 동거 여부를 더미변수로 측정한다. 다음으로 배우자 소득을 비롯한 가구소득은 순수한 소득효과를 나타내 모의 노동공급 결정에 부적으로 매우 큰 영향을 미친다고 알려져 왔다(황수경, 2003). 그러나 순수한 가구의 총소득을 이용하게 되면 취업을 한 모의 근로소득까지 포함하게 된다. 이 경우 다른 변수와 다르게 소득은 본 연구에서의 종속변수인 여성의 노동공급에 역으로 영향을 받을 수 있다. 이러한 종속변수인 노동공급과의 역인과관계(inverse causality)는 정책의 효과를 제대로 측정할 수 없게 하는 요인이 될 수 있다. 이러한 문제에 관하여 선행연구에서는 배우자의 소득을 통제하거나(윤미례·김태일, 2017), 여성 본인근로소득을 제외한 가구소득을 이용하였다(이승재, 2016). 본 연구에서는 여성이 노동공급을 결정할 때 배우자소득 뿐 아니라 부동산 및 금융 소득 등 가구의 소득을 총체적으로 고려한다고 본다. 이에 자료에서 제공하는 가구의 연간 임금소득, 금융소득, 부동산 소득을 합하여 로그를 취한 값에서 여성의 본인의 연간 근로소득을 뺀 값을 이용한다. 이에 더해 소득 외에 재산을 통제할 수 있는 변수로서 자가여부를

포함하였다. 대도시 거주 여부는 보육료 지원금이 보육이용을 높이는 것이 아니라 사교육에 재투자 되는 현상이 대도시 거주 가구에서 더 크게 나타난다는 선행연구에 따라 투입하였다(정수지 외, 2016). 이에 대도시에 거주하는 경우를 1, 대도시에 거주하지 않는 경우를 0으로 코딩하였다.

## 제 5장 연구 결과

### 제1절 분석대상의 일반적 특성

#### 1) 기본 모형

기본 모형의 분석대상은 영유아 및 초등학교 자녀 모다. 이중 가장 어린 자녀 연령이 만 5세 이하인 영유아 모는 처치집단으로, 만 8-12세인 초등학교 아동의 모는 비교집단으로 구분했다. 분석대상의 일반적 특성은 <표 7>와 같다.

<표 7> 분석대상의 일반적 특성(기본모형)

	영유아 모		초등학생 모	
	2010-2011	2013-2015	2010-2011	2013-2015
연령	33.84	34.85	40.08	40.83
고졸이하	0.36	0.28	0.58	0.44
전문대졸	0.31	0.32	0.19	0.28
대졸	0.30	0.36	0.21	0.24
대학원졸	0.03	0.03	0.02	0.04
여성가구주	0.14	0.12	0.08	0.11
자녀수	1.75	1.76	1.97	1.89
가장어린자녀연령	2.42	2.57	9.90	10.07
조부모동거여부	0.02	0.02	0.05	0.05
ln(모제외가구소득)	7.75	8.00	7.55	7.82
자가여부	0.50	0.54	0.57	0.61
대도시여부	0.72	0.72	0.70	0.71
표본 수	1683	2327	891	1238

우선 총 표본 수는 6,139 개이며, 영유아 모는 그 중 4,010개, 초등학교 모는 2,129개의 응답수를 기록하였다. 모의 특성을 보면 영유아 모에 비해 초등학교 모가 평균 6세 정도 많은 것으로 나타났다. 교육수준은 두 집단에서

차이가 있는데, 전반적으로 영유아 모의 교육수준이 초등학생 모의 교육수준보다 높은 것으로 나타났다. 이에 더해 두 집단 모두 정책 전 시기보다 정책 후 시기에 교육수준이 높은 경향을 보인다. 정책 확대 전 시기 초등학생 모 중 고졸 이하는 58%로 과반 수를 넘지만 확대 후에는 44%로 줄어든다. 반면 영유아 모에서는 고졸 이하의 학력을 가진 사람이 36%였으며, 이는 정책 후 시기에 더욱 줄어 28%이다. 가구주인 모의 비율에서도 두 집단에서 다소 차이를 보인다. 영유아 모 집단에서는 정책 전 시기와 후 시기에 각각 14%, 12%로 나타났고 초등학생 모 집단에서는 각각 8%, 11%로 나타났다.

자녀 특성을 살펴보면, 영유아 모 집단의 평균 자녀 수는 1.75명 정도이고 초등학생 모 집단의 평균 자녀 수는 1.9명 정도였다. 가장 어린 자녀의 연령은 영유아 모 집단은 2.42~2.57세 정도이고, 초등학생 모 집단은 9.9~10.07세로 초등학생 모 집단에서 약 7세 정도 연령이 높았다.

가구 특성으로는 영유아 모 집단에서 조부모와 동거하고 있는 경우는 2%, 초등학생 모 집단에서는 이보다 더 많은 5%였다. 로그 모를 제외한 가구소득은 영유아 모 집단에서 약간 높았다. 자가비율은 초등학생 모 집단이 영유아 모 집단보다 약 7% 포인트 더 높았다. 마지막으로 영유아 모 집단에서 대도시에 살고 있는 비율이 72%로 초등학생 모 집단보다 조금 높았다.

## 2) 영·유아 모형

본 연구에서 두 번째 모형인 영·유아 모형에서는 비교집단은 앞서 기본모형과 마찬가지로 초등학생 모 집단이다. 그러나 처치 집단이 각각 영아 모와 유아 모로 보다 세분화되는 모형이다. 이에 2010-2011년 영아 모와 유아 모의 표본 수를 합치면 2,066개, 정책 실시 후에 해당하는 2013-2015의 각 표본 수를 합치면 2,327개로 <표7>의 영유아 모 표본 수와 일치하게 된다. 비교집단은 초등학생 모로 같으므로 기초 통계량은 앞의 표로 같음하고 <표8>에서는 영아 모와 유아 모 각각의 일반적 특성을 살펴보기로 한다.

<표 8> 분석대상의 일반적 특성 (영·유아 모형)

	영아 모		유아 모	
	2010-2011	2013-2015	2010-2011	2013-2015
연령	32.76	33.31	35.07	36.41
고졸이하	0.33	0.23	0.39	0.32
전문대졸	0.32	0.35	0.31	0.30
대졸	0.34	0.38	0.26	0.35
대학원졸	0.02	0.04	0.03	0.03
여성가구주	0.15	0.12	0.13	0.12
자녀수	1.66	1.67	1.85	1.85
가장어린자녀연령	1.11	1.22	3.90	3.94
조부모동거여부	0.02	0.02	0.03	0.02
ln(모제외가구소득)	7.81	7.97	7.68	8.03
자가여부	0.49	0.50	0.51	0.57
대도시여부	0.72	0.72	0.71	0.72
표본 수	896	1170	787	1157

먼저 모의 특성을 살펴보면, 영아 모의 연령이 유아 모의 연령보다 평균 2~3세 정도 적었다. 교육수준은 고졸 이하의 학력인 경우가 유아 모에서는 전후시기 각각 39%, 32%인 반면 영아 모 집단은 각각 33%, 23%로 유아 모 집단의 학력이 보다 높았다. 여성가구주 비율은 영아 모 집단에서 정책 전시기에 2% 포인트 높으며 정책 후 시기에는 차이가 없었다. 자녀 수는 유아 모 집단이 영아 모 집단보다 0.2 정도 높았고 가장 어린 자녀의 연령은 유아 모 집단에서 2.8세 정도 높았다.

가구 특성은 다음과 같다. 로그 모 제외 가구 소득은 정책 전 시기에는 영아 모집단에서 1.3 높았으나, 정책 후 시기에서는 유아 모 집단이 근소하게 높았다. 자가 여부는 유아 모 집단에서 영아 모보다 전후시기에 각각 2% 포인트, 7% 포인트 높은 것으로 나타났다. 대도시 거주 여부와 조부모 동거 여부에서는 두 집단에서 큰 차이가 없었다.

### 3) 소득 모형

본 연구의 세 번째 모형인 소득모형은 A, B 모형으로 나뉜다. A모형은 영유아 모를 소득을 기준으로 나누어 비교하는 것이며, B모형은 같은 소득수준에 속하는 영유아 모와 초등학생 모를 비교하는 것이다. 이에 영유아 모와 초등학생 모의 소득 집단에 따른 일반적 특성이 <표 9>에 나와있다.

<표 9> 분석대상의 일반적 특성 (소득모형)

	영유아 모				초등학생 모			
	소득 하위 70%		소득 상위 30%		소득 하위 70%		소득 상위 30%	
	정책 전	정책 후	정책 전	정책 후	정책 전	정책 후	정책 전	정책 후
연령	33.65	35.86	34.30	36.07	40.19	40.79	40.01	40.95
고졸이하	0.43	0.37	0.20	0.17	0.70	0.51	0.36	0.27
전문대졸	0.33	0.33	0.29	0.30	0.18	0.29	0.21	0.26
대졸	0.24	0.28	0.45	0.49	0.11	0.17	0.41	0.40
대학원졸	0.01	0.01	0.06	0.04	0.01	0.02	0.02	0.07
여성가구주	0.14	0.12	0.14	0.12	0.08	0.12	0.08	0.09
자녀수	1.79	2.05	1.66	1.92	2.03	1.91	1.88	1.84
가장어린 자녀연령	2.42	3.21	2.44	2.99	9.86	10.09	10.00	10.07
조부모 동거여부	0.02	0.01	0.03	0.01	0.05	0.04	0.07	0.04
ln(모제외 가구소득)	7.56	7.98	8.23	8.25	7.23	7.57	8.18	8.38
자가여부	0.47	0.57	0.59	0.58	0.50	0.57	0.73	0.71
대도시여 부	0.69	0.68	0.77	0.79	0.68	0.69	0.74	0.75
표본 수	1151	1012	483	452	575	806	291	374

모든 집단의 전체 응답 수는 5,144 개인데, 기본모형과 차이가 나는 이유는 기준으로 사용한 가구의 소득이 정책 확대 전 시기인 2011년의 자료를 이용하였기 때문이다. 이에 2011년 소득 자료가 기록되지 않은 표본은 분석에 포

함할 수 없었다.

먼저 소득집단 별 영유아 모의 특성을 비교하면, 모의 연령이 소득 상위 30% 집단에서 다소 높음을 확인할 수 있다. 교육수준에서는 소득집단별로 큰 차이가 보이는데, 소득 하위 70% 영아 모 집단에서는 고졸 이하의 비율이 정책 전후 각각 43%, 37%인 반면, 소득 상위 30% 영아 모 집단에서는 각각 23% 포인트, 20% 포인트 낮은 20%, 17%로 나타난다. 대졸 이상의 비율 또한 상위 30% 영아 모 집단은 50%가 넘지만 소득 하위 70% 영아 모 집단에서는 대졸 이상의 비율이 30%가 되지 않는다. 자녀 수는 소득 하위 70% 영아 모 집단에서 약 0.13 높다. 가장 어린 자녀의 연령은 정책 전 시기에는 소득 상위 30% 집단에서 0.02세 높았지만, 정책 후 시기에서는 소득 하위 70%가 0.22세 높았다. 모 가구주 여부 및 조부모 동거 여부는 두 집단에서 큰 차이를 보이지 않았다. 로그 모 제외 가구 소득은 소득 상위 30%에서 정책 전 시기에 0.67 높았으며, 후 시기에는 그 차이가 줄어 0.27 높았다. 자가비율은 소득 상위 30% 집단에서 정책 전 시기에 12% 포인트 높았고 정책 후 시기에는 그 차이가 줄어 1% 포인트 높았다. 대도시 거주 비율은 소득 상위 30% 집단에서 8~11% 포인트 높았다.

다음으로 소득집단별로 영유아 모와 초등학교 모 집단의 특성을 비교하면 다음과 같다. 먼저 소득 하위 70% 집단에서 영유아 모 집단은 초등학교 모 집단보다 학력 수준이 높은 것으로 나타난다. 고졸이하 학력의 비율을 보면 영유아 모는 정책 전후 43%, 37%인 반면, 초등학교 모는 70%, 51%로 각각 27% 포인트, 14% 포인트 높다. 대졸 이상의 비율은 영유아 모에서 전후 각각 25%, 29%이며 초등학교 모는 이보다 낮은 12%, 19%였다. 모의 가구주 비율은 영유아 모에서 정책 전시기에 초등학교 모보다 6% 포인트 높았으나 후 시기에서는 차이가 없었다. 자녀 수는 정책 전시기에는 초등학교 모가 영유아보다 0.14 높았으나, 후 시기에는 영유아 모에서 0.06 높았다. 가장 어린 자녀의 연령은 초등학교 모 집단에서 약 7세 높았다. 조부모 동거 비율은 초등학교 모에서 전후시기 각각 3% 포인트 높았다. 로그 모 제외 가구 소득은



영유아 모가 초등학생 모보다 전후 각각 0.33, 0.41 높았다. 자가 여부는 정책 전시기에 영아 모가 초등학생 모보다 3% 포인트 높았으며, 대도시 거주비율은 두 집단에서 크게 차이가 없었다.

소득 상위 30% 집단에서 영유아 모와 초등학생 모를 비교해보면, 역시 학력 수준에서 차이를 보이는데 고졸 이하의 비율이 영아 모에서는 20%, 17% 였으나 초등 모에서는 이보다 각각 16% 포인트, 10% 포인트 높은 36%, 27% 였다. 대졸 비율 또한 초등학생 모 집단에서 영유아 모 집단보다 8% 포인트, 6% 포인트 낮았다. 모의 가구주 비율은 영유아 모 집단에서 전후 시기 각각 6% 포인트, 3% 포인트 높았다. 자녀 수는 정책 전시기에는 초등학생 모가 0.22 많았으나, 후시기에는 영유아 모가 0.08 많았다. 조부모 동거비율은 초등학생 모에서 전후시기 각각 4% 포인트, 3% 포인트 높았다. 로그 모 제외 가구 소득은 영유아 모에서 전후 시기 각각 0.05, 0.13 높았으며 자가 비율은 초등학생 모에서 각각 14% 포인트, 13% 포인트 높았다. 대도시 거주비율은 영유아 모에서 3~4% 포인트 높았다.

#### 4) 학력모형

학력모형은 학력 수준에 따라 영유아 모와 초등학생 모 집단을 구분하여 분석하는 모형이다. 학력을 구분하지 않고 정책 전과 정책 후의 사례수를 더하면 기본모형 <표 7>의 사례수와 일치한다. 학력 수준에 따른 영유아 모 및 초등학생 모의 일반적 특성은 <표 10>에 나와있다.

먼저 저학력 영유아 모와 초등학생 모의 특성을 비교해보면, 영유아 모의 연령이 초등학생 모의 연령보다 약 7세 적었다. 모의 가구주 여부는 정책 전 시기에는 영유아 모 집단이 4% 포인트 높았으나, 후 시기에는 차이가 없었다. 자녀 수를 보면 초등학생 모 집단이 영유아 모 집단보다 전후 시기 각각 0.16, 0.11 많았다. 가장 어린 자녀의 연령은 초등학생 모 집단에서 약 7.5세 높았다. 조부모 동거 비율은 초등학생 모 집단에서 전후 각각 3%, 7% 포인트

높았다. 로그 모 제외 가구소득은 영유아 모 집단에서 전후 각각 0.22, 0.14 높았다. 자가비율은 초등학생 모 집단에서 정책 전 시기에서는 11% 높았으나, 그 차이가 줄어 후 시기에는 2% 가량 높았다. 대도시 거주 비율은 정책 전 시기에는 초등학생 모 집단이 4% 포인트 높았으나, 정책 후시기에는 영유아 모 집단에서 1% 포인트 높았다.

<표 10> 분석대상의 일반적 특성 (학력모형)

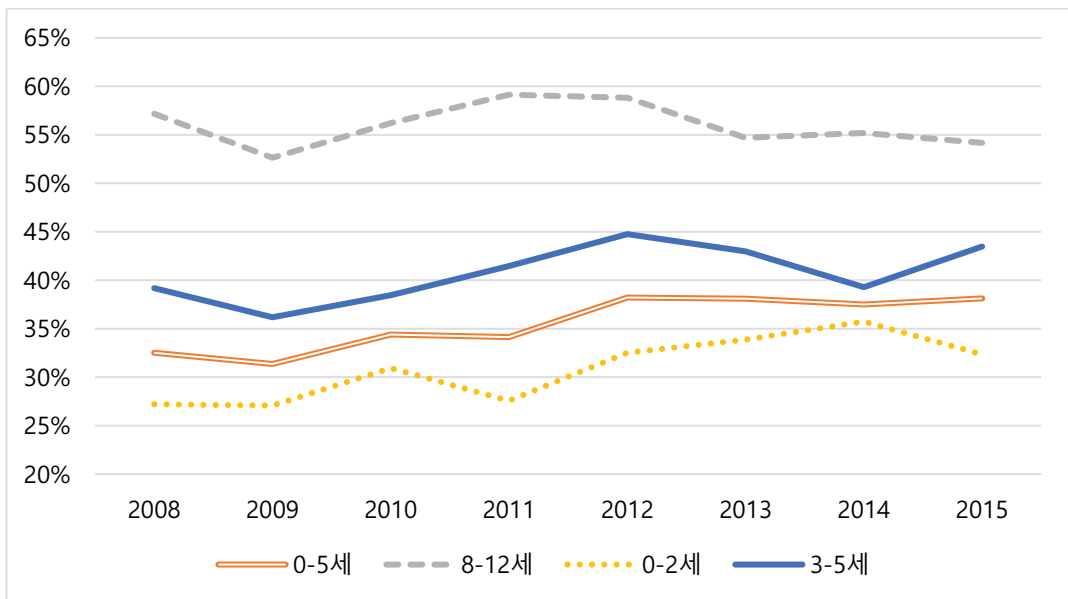
	영유아 모				초등학생 모			
	저학력		고학력		저학력		고학력	
	정책 전	정책 후	정책 전	정책 후	정책 전	정책 후	정책 전	정책 후
연령	34.02	35.17	33.73	34.73	39.91	40.94	40.32	40.74
고졸이하	1.00	1.00	-	-	1.00	1.00	-	-
전문대졸	-	-	0.49	0.45	-	-	0.45	0.49
대졸	-	-	0.47	0.51	-	-	0.51	0.43
대학원졸	-	-	0.04	0.04	-	-	0.04	0.07
여성가구주	0.11	0.10	0.16	0.13	0.07	0.10	0.09	0.12
자녀수	1.86	1.88	1.69	1.71	2.02	1.97	1.90	1.83
가장어린 자녀연령	2.58	2.85	2.33	2.46	9.99	10.26	9.76	9.92
조부모 동거여부	0.04	0.02	0.02	0.01	0.07	0.07	0.03	0.04
ln(모제외 가구소득)	7.55	7.73	7.86	8.10	7.37	7.59	7.81	8.00
자가여부	0.44	0.50	0.53	0.55	0.53	0.52	0.63	0.68
대도시여 부	0.64	0.68	0.76	0.73	0.68	0.67	0.72	0.74
표본 수	603	650	1080	1677	516	541	375	697

다음으로 고학력 영유아 모와 초등학생 모의 특성을 비교하면 다음과 같다. 연령은 영유아 모가 초등학생 모보다 6.6~6세 적어 저학력 집단보다는 차이가 적었다. 교육수준에서는 자가 여부는 초등학생 모 집단에서 각각 10%, 13% 포인트 높았다. 대도시 거주 비율은 초등학생 모 집단에서 각각 3%, 1%포인트

트 높았다. 교육수준에서는 전후 시기의 차이가 있지만 대동소이한데, 대졸의 비율이 정책 전 시기에서는 초등학교 모가 영유아 모 보다 4% 포인트 높지만, 후 시기에서는 영유아 모가 초등학교 모보다 8%포인트 높다. 그러나 전 시기에 차이가 없었던 대학원졸 비율이 후 시기에는 초등학교 모에서 영유아 모보다 3% 높아졌다. 여성 가구주 비율은 전시기에는 영유아 모에서 초등학교 모보다 7% 포인트 높았으나, 후 시기에는 그 차이가 줄어 1% 높았다. 조부모 동거 비율은 초등학교 모가 전후 각각 1%, 3% 포인트 높았다. 로그 모 제외 가구 소득은 영유아 모가 초등학교 모보다 전후 각각 0.06, 0.1 높다. 자가 여부는 초등학교 모가 전후 각각 10%, 13% 포인트 높다. 대도시 거주 비율은 전 시기에서는 영유아 모가 초등학교 모 집단보다 4% 포인트 높았으나 후 시기에서는 초등학교 모가 1% 포인트 높았다.

## 5) 노동시장 참여율

본격적인 분석에 앞서 노동공급을 나타내는 종속변수 중 노동시장 참여율을 아래의 <그림 4>를 통해 그 추이를 확인해 보고자 한다. 이중차이분석을 활용하여 정책의 효과를 분석한 선행연구에서는 평행 추세조건을 검증하기 위해 정책변화 전의 결과변수의 그래프를 확인해볼 것을 제시하였다(윤자영·홍민기, 2014). 2011년 까지를 정책 변화 전이라고 볼 때, 비교집단인 만 8-12세 자녀를 둔 기혼 여성의 노동시장 참여율은 2009년 조금 떨어졌다가, 2011년까지 증가하는 추이를 그리고 있다. 처치집단인 만 0-5세 자녀 모의 노동시장 참여 추이는 2011년도에 전년도에 비해 약간 줄었지만, 대체로 비슷한 양상을 보이는 것으로 나타난다. 이러한 점에서 본 연구모형의 평행 추세조건이 충족되었다고 볼 수 있다.



<그림 4> 자녀 연령별 노동시장 참여율(2008-2015)

## 제 2 절 단순 이중차이 분석

### 1) 기본모형

먼저 기본모형의 단순 이중차이 분석 값이 <표 11>에 나와있다. 먼저 노동시장 참여를 보면, 영유아 모에서는 노동시장 참여율이 3.6% 포인트 증가하였으나, 초등학생 모 집단에서는 2.6%포인트 감소하였다. 같은 시기 두 집단에서 정책의 변화 이외에 다른 변화가 없었다고 가정한다면, 보육료 지원의 확대가 영유아 모의 노동시장 참여율을 6.3% 포인트 증가시켰다고 해석할 수 있다. 다음으로 노동시간 또한 두 집단에서 상이한 양상을 보인다. 영유아 모에서는 정책 확대 이후 노동시간이 1.428 시간 증가하였으나, 초등학생 모 집단에서는 0.947 시간 감소하였다. 이에 이중차이 값은 2.375 시간으로 나타난다. 정리하자면, 정책 변화 이외에 다른 변화가 없었다고 가정할 시 보육료 지원 확대는 영유아 모의 노동시장 참여율과 노동시간을 모두 증가시키는 방향으로 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.

<표 11> 노동공급의 단순이중차이(기본모형)

노동시장 참여				노동시간			
시기 집단	확대 전	확대 후	시점 차이	시기 집단	확대 전	확대 후	시점 차이
영유아 모	0.343 (0.475)	0.379 (0.485)	0.036	영유아 모	11.627 (19.862)	13.055 (19.798)	1.428
초등 모	0.576 (0.495)	0.549 (0.498)	- 0.026	초등 모	20.257 (23.281)	19.310 (22.517)	- 0.947
집단 차이	-0.233	-0.170		집단 차이	-8.630	-6.255	
이중차이			0.063	이중차이			2.375

그러나 단순 이중차이의 값은 종속변수인 모의 노동시장 참여와 노동시간에 영향을 미치는 다른 변수들을 통제하지 않은 값이기 때문에 다음 절에서 통제변수를 포함한 분석 결과를 통해 이중차이가 통계적으로 유의미한 값인지 확인하여야 한다.

## 2) 영·유아 모형

영·유아 모형은 정책 효과의 크기가 영아 모 집단과 유아 모 집단에서 상이할 것이라는 연구가설을 확인해보는 모형이다. 이에 비교집단은 초등학교 모로 동일하되, 처치집단을 각각 영아와 유아 모로 분리하여 본 단순 이중차이 분석의 값이 다음의 <표 12>에 나와있다.

<표 12> 노동공급의 단순이중차이(영·유아모형)

영아 모형							
노동시장 참여				노동시간			
집단구분	확대 전	확대 후	시점차이	집단구분	확대 전	확대 후	시점차이
영아 모	0.294 (0.456)	0.339 (0.498)	0.046	영아 모	10.664 (19.324)	12.118 (19.170)	1.454
초등학교 모	0.576 (0.495)	0.549 (0.498)	-0.026	초등학교 모	20.257 (23.281)	19.310 (22.517)	-0.947
집단차이	-0.282	-0.207		집단차이	-9.593	-6.996	
<b>이중차이</b>			<b>0.072</b>	<b>이중차이</b>			<b>2.401</b>
유아 모형							
집단구분	확대 전	확대 후	시점차이	집단구분	확대 전	확대 후	시점차이
유아 모	0.399 (0.490)	0.419 (0.494)	0.020	유아 모	12.819 (20.460)	14.053 (20.408)	1.235
초등학교 모	0.576 (0.495)	0.549 (0.498)	-0.026	초등학교 모	20.257 (23.281)	19.310 (22.517)	-0.947
집단차이	-0.177	-0.130		집단차이	-7.438	-5.257	
<b>이중차이</b>			<b>0.047</b>	<b>이중차이</b>			<b>2.182</b>

먼저 영아 모와 초등학생 모를 비교한 분석결과를 보면, 정책 확대 이후 영아 모의 노동시장 참여율은 4.6% 포인트 증가한 반면 초등학생 모는 2.6% 포인트 감소하였다. 이에 두 집단의 이중차이 값은 0.072로 정책변화로 인해 영아 모의 노동참여율이 7.2% 포인트 증가한 것으로 나타난다. 노동시간은 영아 모의 경우 정책 확대 이후 1.454시간 증가하였으나 초등학생 모는 0.947시간 줄어들어 종합하면 2.401시간 증가한 것으로 나타난다.

유아 모와 초등학생 모를 비교한 분석결과는 다음과 같다. 영아 모의 경우 정책 확대 이후 노동시장 참여율이 2% 포인트 증가하여 초등학생 모와 비교하면 총 4.7%포인트 증가한 것으로 나타났다. 이에 유아모는 보육료 지원 확대에 의한 노동시장 참여 증가율이 7.2% 포인트인 영아 모보다 2.5% 포인트 적은 것으로 해석된다. 노동시간의 경우 유아 모는 정책 확대 후 1.235시간 증가하여 초등학생 모와 비교했을 때 총 2.182시간 증가한 것으로 나타난다. 노동시간 또한 유아 모의 증가분이 영아 모의 증가분보다 0.22시간 적었다. 정리하자면, 단순 이중차이 분석 결과 노동시장 참여율과 노동시간 모두 유아 모보다 영아 모에서 정책효과가 큰 것으로 나타났다. 이는 보육료 지원으로 인한 보육비용 부담 감소 효과가 유아보다 영아에서 더 컸다(이영욱, 2015; 이채정, 2018)는 점에서 영아 모 집단에서의 노동공급 효과가 클 것으로 예상한 것과 일치한 결과이다. 하지만 이 또한 다른 변수들을 통제한 회귀분석을 통해 정확한 정책 효과와 통계적 유의성을 따져보아야 한다.

### 3-1) 소득 모형A

먼저 소득모형A에서는 처치집단이 소득 상위 30% 영유아 모, 비교집단이 소득 하위 70% 영유아 모 집단이다. 소득 상위 30%의 영유아 모 집단은 보육료 지원의 확대에 의해 영향을 받은 집단이기 때문에 처치집단이고, 소득 하위 70%의 영유아 모는 확대와 관계 없이 보육료 지원을 받기 때문에 비교집단에 해당한다. <표 13>를 통해 두 집단의 노동공급 변화를 살펴보면 다음

과 같다.

<표 13> 노동공급의 단순이중차이(소득모형A)

노동시장 참여				노동시간			
시기 집단	확대 전	확대 후	시점차이	시기 집단	확대 전	확대 후	시점차이
소득 상위 30% 영유아 모	0.588 (0.493)	0.509 (0.500)	-0.079	소득 상위 30% 영유아 모	22.456 (22.836)	19.549 (21.752)	-2.907
소득 하위 70% 영유아 모	0.240 (0.427)	0.316 (0.465)	0.076	소득 하위 70% 영유아 모	7.475 (16.886)	9.325 (17.643)	1.849
집단차이	0.348	0.193		집단차이	14.981	10.225	
이중차이			-0.156	이중차이			-4.756

처치집단인 소득 상위 30% 영유아 모 집단을 보면 노동시장 참여율이 정책 확대 이후 오히려 7.9% 포인트 줄었다. 반면 비교집단인 소득 하위 70% 영유아 모 집단에서는 정책 확대 후 노동시장 참여율이 7.6% 포인트 증가하였다. 이에 정책 변화로 인해 소득 상위 70% 영유아 모 집단에서 노동시장 참여율이 총 15.6% 포인트 감소한 것으로 나타난다. 소득 상위 70% 영유아 모 집단이 정책이 가장 크게 확대된 대상인 것을 감안할 때, 정책의 효과가 영유아 모의 노동공급에 부적인 영향을 미친 것으로 나타난다.

다음으로 노동시간 변화추이를 보면 다음과 같다. 소득 상위 30% 영유아 모는 정책 확대 후 노동시간이 2.907시간 줄었으며, 반면 소득 하위 70% 영유아 모는 1.849시간 증가하였다. 이 또한 앞의 노동시장 참여율과 비슷한 양상을 보이는 것으로, 총 정책 효과로는 노동시간이 4.756시간 줄은 것으로 나타난다.



### 3-2) 소득 모형B

소득모형B에는 소득 집단을 구분한 뒤 비교집단을 초등학생 모로, 처치집단을 영유아 모로 구성한 모형이다. 이에 각각의 소득 집단 별 노동공급의 이중차이 분석결과가 <표 14>에 정리되어 있다.

<표 14> 노동공급의 단순이중차이(소득모형B)

소득 하위 70%							
노동시장 참여				노동시간			
집단구분	확대 전	확대 후	시점차이	집단구분	확대 전	확대 후	시점차이
영유아모	0.240 (0.427)	0.316 (0.465)	0.076	영유아모	7.475 (16.886)	9.325 (17.643)	1.849
초등모	0.541 (0.499)	0.486 (0.500)	-0.055	초등모	18.693 (23.097)	16.507 (22.185)	-2.186
집단차이	-0.301	-0.170		집단차이	-11.218	-7.183	
<b>이중차이</b>			<b>0.131</b>	<b>이중차이</b>			<b>4.035</b>
소득 상위 30%							
집단구분	확대 전	확대 후	시점차이	집단구분	확대 전	확대 후	시점차이
영유아모	0.588 (0.493)	0.509 (0.500)	-0.079	영유아모	22.456 (22.836)	19.549 (21.752)	-2.907
초등모	0.639 (0.481)	0.671 (0.470)	0.032	초등모	23.278 (23.500)	24.846 (22.241)	1.568
집단차이	-0.051	-0.162		집단차이	-0.821	-5.297	
<b>이중차이</b>			<b>-0.111</b>	<b>이중차이</b>			<b>-4.476</b>

먼저 소득 하위 70% 집단을 살펴보면 다음과 같다. 소득 하위 70% 영유아 모는 정책 확대 이후 노동시장 참여율이 7.6% 포인트 증가한 반면, 초등

학생 또는 5.5% 포인트 감소하여 총 정책 효과는 13.1% 포인트 증가인 것으로 나타난다. 노동시간에서는 소득 하위 70% 영유아 모 집단에서는 정책 확대 이후 노동시간이 1.849시간 증가하였고, 초등학생 모 집단에서는 2.186시간 줄어들었다. 이에 이중차이 값은 4.035시간으로 나타났다. 이에 보육료 지원 확대에 의해 지원 금액이 증가한 집단인 소득 하위 70%의 영유아 집단에서 정책효과가 노동시장 참여와 시간 모두 정적으로 증가하였다.

다음으로 소득 상위 30% 집단의 분석결과는 다음과 같다. 소득 상위 30% 영유아 모는 정책 확대 후 노동시장 참여율이 오히려 7.9% 포인트 줄어들었다. 반면 소득 상위 30% 초등학생 모 집단에서는 3.2% 포인트 증가하여 총 정책의 효과는 11.1% 포인트 감소인 것으로 나타난다. 다음으로 노동시간을 살펴보면, 소득 상위 30% 영유아 모 집단은 정책 확대 후 노동시간이 2.907시간 줄어든 반면, 초등학생 모 집단에서는 1.568시간 증가하여 이중차이 값에 해당하는 정책의 효과는 4.476시간 감소인 것으로 나타난다. 정리하자면, 소득 상위 30% 집단에서 보육료 지원 확대는 영유아 모의 노동시장 참여 및 시간을 감소시키는 방향으로 작용하였다. 이 분석 결과 역시 마찬가지로 다음장의 회귀분석을 통해 정책의 정확한 효과와 통계적 유의성을 검증해보고자 한다.

#### 4) 학력모형

학력모형은 학력별로 보육료 지원의 효과가 다를 것으로 가정하여 학력을 기준으로 집단을 구분하여 분석을 실시한 모형이다. 이에 학력 집단 별 단순 이중차이 분석 결과가 <표 15>에 나와있다.

먼저 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 저학력 집단의 분석결과를 보면 다음과 같다. 저학력 영유아 모 집단에서는 정책 확대 이후 노동시장 참여율이 5.3% 포인트 증가한 반면, 초등학생 모 집단에서는 3.7% 포인트 감소하였다. 이에 이중차이 값에 해당하는 정책의 총 효과는 9% 포인트

증가인 것으로 나타난다. 다음으로 노동시간을 살펴보면, 영유아 모의 경우 정책 확대 이후 노동시간이 1.216 시간 증가하였고, 초등학생 모는 0.969 시간 감소하였다.

<표 15> 노동공급의 단순이중차이(학력모형)

저학력							
노동시장 참여				노동시간			
집단구분	확대 전	확대 후	시점차이	집단구분	확대 전	확대 후	시점차이
영유아모	0.260 (0.439)	0.314 (0.464)	0.053	영유아모	8.514 (18.088)	9.730 (18.381)	1.216
초등모	0.552 (0.498)	0.516 (0.500)	-0.037	초등모	19.729 (23.464)	18.760 (23.286)	-0.969
집단차이	-0.292	-0.202		집단차이	-11.215	-9.030	
<b>이중차이</b>			<b>0.090</b>	<b>이중차이</b>			<b>2.185</b>
고학력							
집단구분	확대 전	확대 후	시점차이	집단구분	확대 전	확대 후	시점차이
영유아모	0.389 (0.488)	0.404 (0.491)	0.015	영유아모	13.425 (20.614)	14.318 (20.173)	0.894
초등모	0.608 (0.489)	0.575 (0.495)	-0.033	초등모	21.017 (23.034)	19.746 (21.900)	-1.271
집단차이	-0.219	-0.171		집단차이	-7.593	-5.428	
<b>이중차이</b>			<b>0.048</b>	<b>이중차이</b>			<b>2.165</b>

다음으로 최종학력이 전문대학교 졸업 이상인 고학력 집단의 분석결과는 다음과 같다. 고학력 영유아 모의 경우 정책 확대 이후 노동시장 참여율이 1.5% 포인트 증가하였고, 저학력 초등학생 모는 3.3% 포인트 감소하였다. 이에 이중 차이 값에 해당하는 정책의 효과는 노동시장 참여율의 4.8%

포인트 증가인 것으로 해석된다. 노동시간의 경우, 영유아 모 집단에서는 정책확대 이후 0.894 시간 증가하였고, 초등학생 모는 1.271 시간 감소하였다. 따라서 이중차이, 즉 정책의 총 효과는 노동시간의 2.165 시간 증가인 것으로 나타난다. 본 분석을 정리하자면, 저학력 영유아 모 집단에서의 보육료 지원의 효과가 고학력 영유아 모집단에서의 효과보다 큰 것으로 나타난다. 보다 구체적으로 저학력 영유아 모 집단에서 고학력 영유아 모 집단보다 정책으로 인한 효과로서 노동시장 참여율은 4.2% 포인트, 노동시간은 0.02 시간 더 큰 것으로 나타난다. 이러한 차이 역시 다음 장의 회귀분석을 통해 보다 정확한 값과 통계적 유의성을 살펴보고자 한다.

### 제 3 절 이중차이 분석 결과

#### 1) 기본모형

앞서 살펴본 단순 이중차이 분석이 다른 통제변수들을 포함한 분석에서도 유의한 지 살펴보려고 한다. 이에 기본모형의 이중차이 회귀 분석결과가 <표 16>에 나와 있으며, 표의 기본적인 구성은 다음과 같다. 우선 노동시장 참여와 노동시간 항목의 가장 첫 번째 열인 (A)와 (D)는 통제변수를 포함하지 않은 분석 결과이다. 이에 정책효과의 계수 값은 앞의 단순 이중차이 분석에서 이중차이 값과 동일하며, 그 값의 통계적 유의성을 확인할 수 있다. 두 번째 열인 (B)와 (E)는 통제변수를 포함한 완전한 이중차이 회귀분석 결과이다. 변수를 통제하지 않은 분석과 통제된 최종 모형의 정책효과를 비교하여 볼 때, 정책변수가 외생적(exogenous)이라면 두 결과는 통계적으로 다르지 않아야 한다(윤자영·홍민기, 2014). 마지막으로 (C)와 (F)는 분석의 타당성을 확인하는 ‘플라시보 검정’의 결과이며, 가짜 정책효과 변수의 계수 값이 0 이어야 본래의 분석 결과가 편의 되지 않았음(unbiased)을 확인할 수 있다.

먼저 노동시장 참여를 살펴보면, 정책효과를 나타내는 시기더미와 정책더미의 상호작용항이 모두 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 구체적으로 보육료 지원의 확대를 경험한 영유아 모가 노동시장에 참여할 확률이 7.2% 포인트 증가한 것으로 나타난다. 다음으로 노동시간의 경우, 다른 변수들을 통제하지 않은 분석(D)에서는 정책의 효과가 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났으나, 통제변수를 추가한 분석(E)에서는 유의한 것으로 나타났다. 보다 구체적으로, 보육료 지원 확대로 인해 영유아 모의 노동시간이 2.938 시간 증가한 것으로 나타났다.

<표 16> 이중차이 회귀분석 결과(기본모형)

	노동시장참여			노동시간		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
<b>정책효과 (시기*정책)</b>	<b>0.063*</b> (0.027)	<b>0.072**</b> (0.026)	-0.032 (0.040)	<b>2.375+</b> (1.309)	<b>2.938*</b> (1.279)	-0.240 (2.037)
시기더미	-0.026 (0.022)	-0.039 (0.021)	0.029 (0.033)	-0.947 (1.127)	-1.490 (1.107)	0.095 (1.762)
정책더미	-0.233*** (0.020)	-0.009 (0.036)	-0.217*** (0.029)	-8.630*** (1.018)	-1.151 (1.692)	-8.511*** (1.446)
연령		-0.004* (0.002)			-0.311*** (0.080)	
(기준:고졸) 전문대졸		0.046** (0.015)			1.658* (0.681)	
대졸		0.158*** (0.015)			6.373*** (0.713)	
대학원졸		0.328*** (0.035)			12.239*** (1.755)	
여성가구주		0.066*** (0.020)			3.314*** (0.917)	
자녀수		0.004 (0.010)			-0.683 (0.452)	
아이연령		0.035*** (0.004)			1.352*** (0.199)	
조부모동거		0.161*** (0.035)			6.823*** (1.764)	
ln(본인제외 가구소득)		-0.032*** (0.004)			-1.522*** (0.212)	
자가여부		0.034** (0.012)			1.592** (0.566)	
대도시		-0.049*** (0.014)			-1.880** (0.652)	
상수항	0.576*** (0.017)	0.584*** (0.073)	0.561*** (0.023)	20.257*** (0.881)	30.385*** (3.409)	20.211*** (1.250)
관측치	6139		2574	5366		2211
R <sup>2</sup>	0.037	0.087	0.051	0.027	0.074	0.035

이러한 결과는 보육료 지원의 확대가 영유아 모의 노동공급에 정적으로 영향을 미쳤다고 밝힌 선행연구와 일치한다(Connelly & Kimmel, 2001; 김정호·홍석철, 2013; 이승재, 2016; 윤미례·김태일, 2017; 김현숙, 2018).

기본모형에서 노동시장 참여와 노동시간에 통계적으로 유의미한 수준으로 영향을 미친 변수는 연령, 교육수준, 모 가구주 여부, 가장 어린 자녀의 연령, 조부모와의 동거 여부, 로그 본인 제외 가구 소득, 자가여부, 대도시로, 자녀 수를 제외한 모든 통제변수가 유의했다. 보다 구체적으로, 연령이 적을수록, 학력이 높을수록, 여성가구주일수록, 자녀 연령이 높을수록, 조부모와 동거할수록, 본인 제외 가구 소득이 낮을수록, 자가일수록, 대도시에 거주하지 않을수록 노동시장에 참여할 확률이 높고 노동시간이 길었다.

플라시보 검정 결과(C, F)는 정책 변화가 일어나기 전에 일어났다고 가정하여 분석한 결과이다. 이에 본 연구에서는 정책 전시기를 2010 년, 정책 후 시기를 2011 년으로 설정하여 정책의 효과를 보았다. 분석 결과, 모두가짜 정책 효과가 유의하지 않은 것으로 나타나 본 모형이 적합하게 설정되었다는 것을 확인할 수 있다.

## 2) 영·유아 모형

다음으로 영아 모와 유아 모 집단을 구분하여 분석을 실시한 결과가 <표 17>에 제시되어 있다. 이는 영아 모와 유아 모 집단에서 정책 효과의 크기에 차이가 있는 지를 확인해 보는 것이 주요 목적이다. 이에 앞서 살펴본 기본모형에서 처치집단을 각각 영아 모와 유아 모를 구분하여 비교집단인 초등학생 모와 비교하였다. 본 모형의 플라시보 처치 검정 분석의 결과는 <표 18>에 제시하였다.

먼저 영아 모형의 결과를 보면, 정책의 확대로 인해 노동시장 참여율의 경우 7.7% 포인트 통계적으로 유의하게 증가하였고, 노동시간은 2.705 시간 증가하였으며 이는  $p < .10$  수준에서 유의미하였다. 다음으로 유아 모형의 분석

결과는 다음과 같다. 유아 모 집단에서는 정책 확대로 인해 노동시장 참여율이 6.8% 포인트 증가하였으며, 이는 통계적으로 유의미 하였다. 노동시간의 경우 정책 확대로 인해 3.579 시간 증가하였으며 이 또한 통계적으로 유의하였다. 유아 모 집단의 경우 단순 이중차이 분석에서는 노동공급 증가분이 모두 통계적으로 유의하지 않았으나, 통제변수를 추가한 회귀분석에서는 모두 유의미한 결과로 나타났다. 이를 영아 모 집단의 정책 효과와 비교해 보면, 노동시장 참여율에 있어서 정책의 효과는 유아 모에서 0.9% 포인트 더 크게 나타났으나, 노동시간에 있어서는 유아 모의 정책 효과가 0.873 시간 더 크게 나타났다.

영아 모형과 유아 모형에서 모두 통계적으로 유의하게 영향을 미친 변수는 교육수준, 여성가구주 여부, 아이 연령, 조부모 동거 여부, 로그 본인 제외 가구 소득, 대도시 여부였다. 영향의 방향은 기본모형의 경우와 일치하여 연령이 적을수록, 학력이 높을수록, 여성 가구주일수록, 자녀 연령이 높을수록, 조부모와 동거할수록, 본인 제외 가구 소득이 낮을수록, 대도시에 거주하지 않을수록 노동시장에 참여할 확률이 높고 노동시간이 길었다. 자가 여부는 기본모형과 다르게 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 한편 영아 모형에서 노동시장 참여가 종속변수인 경우 모의 연령은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다.



<표 17> 이중차이 회귀분석 결과(영·유아 모형)

	노동시장 참여				노동시간			
	영아모		유아모		영아모		유아모	
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
정책 효과	<b>0.072*</b> (0.030)	<b>0.077**</b> (0.029)	<b>0.047</b> (0.031)	<b>0.068*</b> (0.031)	<b>2.401<sup>+</sup></b> (1.432)	<b>2.705<sup>+</sup></b> (1.407)	<b>2.182</b> (1.514)	<b>3.579*</b> (1.472)
시기 더미	-0.026 (0.022)	-0.041 (0.022)	-0.026 (0.022)	-0.032 (0.021)	-0.947 (1.127)	-1.597 (1.114)	-0.947 (1.127)	-1.220 (1.111)
정책 더미	-0.282*** (0.022)	-0.038 (0.060)	-0.177*** (0.024)	-0.035 (0.046)	-9.593*** (1.106)	2.726 (3.011)	-7.438*** (1.181)	0.229 (2.237)
연령		-0.003 (0.002)		- 0.008*** (0.002)		-0.197* (0.100)		- 0.535*** (0.103)
전문 대졸		0.046* (0.018)		0.040* (0.019)		0.970 (0.835)		1.752* (0.883)
대졸		0.166*** (0.019)		0.142*** (0.019)		6.251*** (0.890)		5.833*** (0.917)
대학 원졸		0.314*** (0.043)		0.299*** (0.042)		10.732** * (2.152)		11.523*** (2.131)
여성 가구 주		0.066** (0.023)		0.085** (0.026)		3.432** (1.139)		4.362*** (1.242)
자녀 수		0.002 (0.012)		0.023 (0.013)		-0.997 (0.563)		0.349 (0.624)
아이 연령		0.032*** (0.007)		0.032*** (0.007)		1.667*** (0.335)		1.839*** (0.335)
조부 모동 거		0.125** (0.040)		0.166*** (0.039)		5.339** (2.003)		7.687*** (1.998)
ln(가 구소득 )		- 0.030*** (0.004)		- 0.037*** (0.004)		- 1.333*** (0.252)		- 1.916*** (0.249)
자가 여부		0.025 (0.015)		0.019 (0.016)		1.115 (0.698)		1.284 (0.731)
대도 시		-0.050** (0.016)		- 0.079*** (0.017)		-1.897* (0.790)		- 3.004*** (0.852)
상수 항	0.576*** (0.017)	0.545*** (0.100)	0.576*** (0.017)	0.795*** (0.103)	20.257** * (0.881)	22.389** * (4.882)	20.257** * (0.881)	36.496*** (5.095)
관측 치	4195		4073		3660		3431	
R <sup>2</sup>	0.060	0.109	0.023	0.076	0.037	0.079	0.020	0.080

플라시보 분석 결과인 <표 18>를 보면, 정책효과를 나타내는 가짜시기와 정책의 상호작용항 중 유의하게 나타난 것이 없었음을 알 수 있다. 따라서 영유아 모형 역시 가짜 정책의 효과가 유의미 하지 않으므로 모형이 적합하였다고 볼 수 있다.

<표 18> 플라시보 분석 결과(영·유아모형)

	노동시장 참여		노동시간	
	영아	유아	영아	유아
정책효과 (가짜시기*정책)	-0.064 (0.045)	0.002 (0.048)	-0.813 (2.212)	0.441 (2.364)
가짜시기더미	0.029 (0.033)	0.029 (0.033)	0.095 (1.763)	0.095 (1.763)
정책더미	-0.251*** (0.032)	-0.178*** (0.034)	-9.190*** (1.568)	-7.662*** (1.686)
상수항	0.561*** (0.023)	0.561*** (0.023)	20.211*** (1.250)	20.211*** (1.251)
관측치	1787	1535	1678	1374
R <sup>2</sup>	0.082	0.049	0.032	0.028

### 3-1) 소득모형 A

2012-2013 년의 정부 보육료 지원 정책의 변화에서 가장 크게 대상 기준이 바뀐 기준은 소득 하위 70% 기준이다. 이에 처치집단을 소득 상위 30% 영유아 모로, 비교집단을 소득 하위 70% 영유아 모로 나누어 분석한 소득모형 A 의 분석 결과는 다음의 <표 19>와 같다.

<표 19> 이중차이 회귀분석 결과(소득모형 A)

	노동시장참여			노동시간		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
정책효과 (시기*정책)	-0.156*** (0.038)	-0.155*** (0.037)	-0.019 (0.051)	-4.756** (1.734)	-4.957** (1.687)	-0.112 (2.477)
시기더미	0.348*** (0.026)	0.350*** (0.026)	0.358*** (0.037)	14.981*** (1.237)	15.658*** (1.268)	15.037*** (1.772)
정책더미	0.076*** (0.019)	0.070*** (0.020)	0.007 (0.025)	1.849 (0.782)	2.217** (0.816)	-0.138 (1.041)
연령		-0.009*** (0.002)			-0.500*** (0.098)	
(기준:고졸) 전문대졸		0.028 (0.020)			1.509 (0.851)	
대졸		0.110*** (0.021)			4.273*** (0.899)	
대학원졸		0.192*** (0.058)			6.120* (2.735)	
여성가구주		0.070** (0.025)			3.307** (1.131)	
자녀수		0.022 (0.013)			0.468 (0.543)	
아이연령		0.041*** (0.006)			1.405*** (0.246)	
조부모동거		0.132* (0.056)			4.147 (2.501)	
ln(본인제외 가구소득)		-0.050*** (0.007)			-2.354*** (0.360)	
자가여부		0.050** (0.016)			1.781* (0.704)	
대도시		-0.025 (0.019)			-1.164 (0.827)	
상수항	0.240*** (0.013)	0.713*** (0.093)	0.236*** (0.018)	7.475 (0.519)	35.911*** (4.239)	7.547*** (0.759)
관측치	3098		1634	2800		1471
R <sup>2</sup>	0.075	0.127	0.112	0.089	0.140	0.114

분석 결과, 소득모형A에서 보육료 지원의 확대는 소득 상위 70% 영유아 모에게 노동시장 참여와 노동시간에 모두 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 보다 구체적으로, 보육료 지원 확대는 노동시장 참여율은 15.5% 포인트 감소, 노동시간은 4.957시간 감소시키는 방향으로 작용하였다.

이와 같은 결과는 보육료 지원으로 인해 영유아 모의 노동공급이 증가하는 방향으로 영향을 미쳤다는 기본모형의 결과와 반대되는 결과인데, 이를 해석해보면 보육료 지원의 정책 효과가 정책이 주로 확대된 고소득집단이 아닌, 기존에 보육료 지원을 받고 있었으나 금액이 증가한 소득 하위 70%의 정책 효과가 크게 나타난 것으로 해석해 볼 수 있다. 이러한 가설을 보다 정확히 검증해보기 위해 소득집단별로 분석을 세분화한 다음의 모형B를 설정하였다.

노동공급에 유의한 영향을 미치는 다른 변수들을 살펴보면, 연령이 적을수록, 학력이 높을수록, 여성 가구주일수록, 자녀 연령이 높을수록, 조부모와 동거할수록, 본인 제외 가구 소득이 낮을수록, 자가일수록 노동시장에 참여할 확률이 높고 노동시간이 길었다. 소득모형B 역시 플라시보 검정 결과(C, F), 가짜 정책의 효과가 유의하지 않아 모형의 설정이 적합한 것으로 보인다.

### 3-3) 소득모형B

소득 모형B에서는 소득 수준에 따라 집단을 구분하고, 처치집단은 영유아 모, 비교집단은 초등학생 모로 설정하여 소득 수준별 정책의 효과를 살펴보고자 한다. 이에 분석 결과는 <표 20>에 제시되어 있다.

먼저 소득 하위 70% 집단의 분석 결과, 보육료 지원 확대는 영유아 모의 노동공급에 정적인 영향을 미쳤다. 노동시장 참여율은 11% 포인트 증가하였고, 노동시간은 3.604시간 증가하였다. 반면 소득 상위 30% 집단의 분석 결과는 이와 상반된 양상을 보인다. 정책 확대 이후 영유아 모의 노동시장 참여율은 10.9% 포인트 감소하였고, 노동시간은 4.172시간 감소하였다. 이러한 결과는 소득 수준 별로 보육료 지원 정책 확대의 효과가 서로 상이함을 보여

준다. 즉 저소득 집단에서는 보육료 지원으로 인해 영유아 모의 노동공급이 증가하였으나, 고소득 집단에서는 보육료 지원이 오히려 노동공급을 감소시키는 방향으로 작용한 것이다.

노동공급에 공통적으로 유의한 영향을 미치는 변수를 살펴보면, 교육수준이 높을수록, 아이 연령이 높을수록, 로그 본인 제외 가구 소득이 높을수록 노동시장 참여율이 높고 노동시간이 길었다. 연령은 낮을수록 노동공급에 정적으로 영향을 미쳤으나, 소득 하위 70%인 경우 노동시장 참여에는 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다. 여성 가구주 여부는 소득 하위 70% 집단에서는 노동공급에 정적인 영향을 미쳤으나, 소득 상위 30%인 경우에는 유의하지 않았다. 자녀 수는 소득 하위 70% 집단에서는 노동공급에 정적인 영향을 미쳤고, 소득 상위 30% 집단에서는 반대로 부적인 영향을 미쳤으나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 조부모 동거 여부의 경우, 노동공급에 정적인 영향을 미쳤으나, 소득 하위 70% 집단의 경우에는 통계적으로 유의하지 않았다. 자가여부는 소득 상위 30% 집단의 노동시간에서만 통계적으로 유의한 정적인 영향을 보였다. 대도시 여부는 노동공급에 부적인 방향으로 영향을 미쳤으며, 소득 하위 70% 집단에서만 유의하였다.

<표 20> 이중차이 회귀분석 결과(소득모형B)

	노동시장 참여				노동시간			
	소득 하위 70%		소득 상위 30%		소득 하위 70%		소득 상위 30%	
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
정책 효과	0.131*** (0.033)	0.110*** (0.033)	-0.111* (0.049)	-0.109* (0.049)	4.035* (1.581)	3.604* (1.549)	-4.476+ (2.559)	-4.172+ (2.511)
시기 더미	-0.055* (0.027)	-0.051 (0.027)	0.032 (0.037)	0.044 (0.037)	-2.186 (1.374)	-1.916 (1.332)	1.568 (2.037)	2.370 (2.007)
정책 더미	-0.301*** (0.024)	-0.024** (0.046)	-0.051 (0.036)	0.133 (0.069)	- 11.218*** (1.195)	-0.497 (2.041)	-0.821 (1.947)	4.661 (3.549)
연령		-0.006 (0.002)		-0.015*** (0.004)		-0.450*** (0.098)		-0.626*** (0.178)
전문 대졸		0.012 (0.018)		0.078* (0.035)		0.798 (0.793)		1.186 (1.738)
대졸		0.066** (0.021)		0.181*** (0.031)		1.469 (0.873)		7.395*** (1.590)
대학 원졸		0.221*** (0.065)		0.258*** (0.053)		7.226* (3.254)		8.049** (2.680)
여성 가구주		0.088*** (0.025)		0.074 (0.039)		4.622*** (1.166)		3.043 (1.922)
자녀수		0.051*** (0.012)		-0.004 (0.021)		1.509** (0.565)		-1.322 (1.040)
아이 연령		0.041*** (0.005)		0.037*** (0.008)		1.761*** (0.239)		1.264** (0.431)
조부모 동거		0.087 (0.046)		0.191** (0.062)		2.035 (2.126)		9.365** (3.309)
ln(가구소득)		-0.042*** (0.005)		-0.058*** (0.009)		-2.156*** (0.260)		-3.101*** (0.683)
자가 여부		0.022 (0.015)		0.042 (0.025)		0.641 (0.678)		2.478* (1.255)
대도시		-0.080*** (0.017)		-0.033 (0.028)		-2.519** (0.788)		-2.838 (1.484)
상수항	0.541*** (0.021)	0.619*** (0.098)	0.639*** (0.028)	1.209*** (0.163)	18.693*** (1.076)	32.746*** (4.536)	23.278*** (1.590)	60.012*** (8.818)
관측치	3544		1600		3105		353	
R <sup>2</sup>	0.061	0.118	0.016	0.051	0.113	0.008	0.086	0.061

소득모형B 또한 플라시보 검정 결과 <표 21>과 같이 가짜 정책효과가 유의하지 않아 본 모형이 적합하게 설정되었음을 확인할 수 있다.

<표 21> 플라시보 분석 결과(소득모형 B)

	노동시장 참여		노동시간	
	소득 하위 70%	소득 상위 30%	소득 하위 70%	소득 상위 30%
정책효과 (가짜시기*정책)	-0.024 (0.049)	-0.050 (0.072)	0.228 (2.393)	-1.916 (3.900)
가짜시기더미	0.031 (0.042)	0.038 (0.056)	-0.367 (2.155)	1.665 (3.184)
정책더미	-0.289*** (0.035)	-0.026 (0.052)	-11.331*** (1.757)	0.139 (2.730)
상수항	0.525*** (0.030)	0.620*** (0.041)	18.878*** (1.584)	22.445*** (2.209)
관측치	1726	774	1518	631
R <sup>2</sup>	0.090	0.003	0.069	0.001

#### 4) 학력모형

학력 모형은 교육 수준 별로 보육료 지원의 효과가 상이한 지 살펴보고자 하는 모형이다. 이에 학력 집단 별 이중차이 회귀 분석의 결과가 <표 22>에 제시되어 있다.

먼저 저학력 집단을 살펴보면, 저학력 영유아 모의 경우 보육료 지원 확대로 인해 노동시장 참여율은 9.9% 포인트 증가하였으며, 이는 통계적으로도 유의하였다. 노동시간은 증가하였으나, 통계적으로 유의한 수준이 아니었다. 반면 고학력 집단에서는 노동시장 참여율이 5.6% 포인트 증가한 것으로 보이나 이는 통계적으로 유의하지 않았다. 노동시간 또한 통계적으로 유의한 수준의 증가는 아니었다. 정리하자면, 저학력 집단의 경우에서 보육료 지원으로 인한 노동시장 참여율 효과가 더욱 높았다.

<표 22> 이중차이 회귀분석 결과(학력모형)

	노동시장 참여				노동시간			
	저학력		고학력		저학력		고학력	
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
정책 효과	0.090* (0.040)	0.099* (0.039)	0.048 (0.037)	0.056 (0.036)	2.185 (1.923)	2.653 (1.880)	2.165 (1.842)	2.680 (1.798)
시기 더미	-0.037 (0.031)	-0.044 (0.030)	-0.033 (0.031)	-0.035 (0.031)	-0.969 (1.591)	-1.186 (1.555)	-1.271 (1.639)	-1.432 (1.596)
정책 더미	-0.292*** (0.028)	0.003 (0.057)	-0.219*** (0.029)	-0.012 (0.047)	- 11.215*** (1.388)	-0.254 (2.638)	-7.593*** (1.515)	-1.262 (2.254)
연령		-0.003 (0.002)		-0.005 (0.002)		-0.288* (0.119)		-0.300** (0.108)
고졸		0.060 (0.038)				2.766 (1.887)		
대졸				0.114*** (0.016)				4.718*** (0.732)
대학 원졸				0.291*** (0.036)				10.951*** (1.771)
여성 가구주		0.067 (0.035)		0.068** (0.024)		3.237 (1.705)		3.371** (1.090)
자녀수		-0.015 (0.015)		0.016 (0.013)		-1.868** (0.691)		0.045 (0.596)
아이 연령		0.042*** (0.007)		0.030*** (0.006)		1.734*** (0.319)		1.081*** (0.256)
조부모 동거		0.093 (0.048)		0.260*** (0.050)		4.971* (2.394)		9.635*** (2.575)
ln(가구 소득)		-0.027*** (0.006)		-0.036*** (0.005)		-1.491*** (0.316)		-1.555*** (0.284)
자가 여부		-0.008 (0.020)		0.059*** (0.016)		0.531 (0.929)		2.183** (0.719)
대도시		-0.058** (0.021)		-0.045* (0.018)		-2.355* (1.038)		-1.601 (0.838)
상수항	0.552*** (0.022)	0.446*** (0.117)	0.608*** (0.025)	0.672*** (0.097)	19.729*** (1.156)	27.075*** (5.395)	21.017*** (1.360)	31.352*** (4.509)
관측치	2310		3829		2006		3360	
R <sup>2</sup>	0.065	0.100	0.029	0.082	0.056	0.101	0.017	0.060



다른 통제 변수에 관해서는, 아이 연령이 높을수록, 조부모와 동거한 가구일수록, 대도시가 아닌 곳에 거주할수록, 로그 본인 제외 가구소득이 적을수록 두 집단의 노동공급이 많았다. 모의 연령은 두 집단에서 노동시장 참여율에는 유의미한 영향을 미치지 않았고, 노동시간에서는 연령이 높아질수록 노동시간이 적었다. 학력은 저학력 집단에서 중학교 졸업집단과 고등학교 졸업 집단의 노동공급의 통계적으로 유의한 차이가 없었으나, 고학력 집단에서는 전문대 졸업집단에 비해 대학교 졸업 및 대학원 졸업 집단일수록 노동공급이 많았다. 여성가구주 여부는 고학력 집단에서만 통계적으로 유의한 정적 영향을 미쳤다. 자녀 수는 학력 집단별로 그 영향이 상이했는데, 고학력 집단에서는 자녀 수가 많을수록 노동공급이 줄었으나, 저학력 집단에서는 통계적으로 유의하지는 않지만 자녀 수가 많을수록 노동공급이 많았다. 자가 여부는 고학력 집단에서만 통계적으로 유의한 정적 영향이 확인되었다.

<표 23> 플라시보 분석 결과(학력모형)

	노동시장 참여		노동시간	
	저학력	고학력	저학력	고학력
정책효과 (가짜시기*정책)	0.014 (0.057)	-0.079 (0.059)	3.350 (2.772)	-4.258 (3.026)
가짜시기더미	0.000 (0.044)	0.065 (0.050)	-2.150 (2.305)	3.238 (2.716)
정책더미	-0.299*** (0.039)	-0.178*** (0.042)	-12.827*** (1.957)	-5.447* (2.122)
상수항	0.552*** (0.030)	0.575*** (0.037)	20.752*** (1.660)	19.387*** (1.888)
관측치	1119	1455	966	1245
R <sup>2</sup>	0.089	0.038	0.070	0.024

<표 23>의 플라시보 검정 분석을 통해 학력 모형 또한 적합하게 설정되었음을 확인할 수 있다.

## 제 6장 결론

### 제1절 분석결과 요약

본 연구는 두 가지 연구문제에 대한 5개의 연구가설을 설정하였고, 연구가설의 검증결과는 다음과 같다.

먼저 “정부의 보육료 지원 정책의 확대는 영유아 모의 노동공급에 영향을 미쳤는가?”의 연구문제 1과 관련하여, 이중차이 분석 결과 영유아 모의 노동시장 참여확률이 증가한 것으로 나타나 [연구가설 1-1]이 지지되었고, 노동시간 또한 증가하여 [연구가설 1-2]이 지지되었다. <표 16>의 기본모형 분석결과에 따르면, 보육료 지원 확대 이후 영유아 모의 노동시장 참여율은 7.2% 포인트 증가하였고, 이는 1% 수준에서 유의미하게 나타났다. 영유아 모의 노동시간은 확대 이후 2.938시간 증가하였고, 이는 5% 수준에서 유의미한 증가였다. 이러한 연구 결과는 2012-2013년 정부의 보육료 지원 정책의 확대가 여성의 노동공급에 정적인 영향을 미쳤다고 밝힌 선행연구들과 일치한다(이승재, 2016; 윤미례·김태일, 2017; 김현숙, 2018).

연구문제 2에서는 보육료 지원 정책 확대의 여성 노동공급 효과가 집단의 특성별로 상이한 지 살펴보고자 했다. 이에 자녀의 영·유아 여부, 소득, 학력을 기준으로 세 가지 연구 가설을 설정하였다. 먼저 영·유아모형 분석에 따르면, 영아 모의 노동시장 참여율은 7.7% 포인트 증가, 유아 모의 노동시장 참여율은 6.8% 포인트 증가하여 영아 모에서의 정책효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 기존 연구에서 영아 모에서 보육료 지원으로 인한 보육부담 감소 효과가 더 컸다는 결과(이영옥, 2015) 및 영아에서 보육시설 이용률 변화가 더 컸다는 결과(김현숙, 2018)를 반영하는 것으로 보인다. 또한 고학력 집단에서 상대적으로 적은 정책의 효과를 보였다고 밝힌 해외의 연구(Lefebvre & Merrigan, 2008)와 일치한다. 그러나 노동시간 증가분을 비교하면, 영아

모에서는 2.705시간( $p < .10$ ) 증가하였고, 유아 모에서는 3.579( $p < .05$ )시간 증가하여 유아 모에서의 정책효과가 더 큰 것으로 나타난다. 이에 유아 모에서 정책효과가 더 클 것으로 예상하였던 [연구가설 2-1]은 부분 지지되었다.

다음으로 소득모형 분석 결과, 보육료 지원 확대에 의한 정책 효과가 고소득 집단보다 중·저소득 집단에서 더 클 것으로 예상하였던 [연구가설 2-2]가 지지되었다. 소득모형A를 통해 처치집단을 소득 상위 30%의 영유아 집단으로 한정할 시 정책의 효과가 오히려 부적적으로 영향을 미치는 것을 확인하였다. 소득모형B를 통한 보다 구체적인 분석 결과, 소득 하위 70% 집단에서는 노동시장 참여율이 11% 포인트 증가( $p < .001$ ), 노동시간은 3.604시간 증가( $p < .05$ )한 반면, 소득 상위 30% 집단에서는 노동 시장 참여율이 10.9% 포인트 감소( $p < .05$ ), 노동시간은 4.172시간 감소( $p < .1$ )하였다. 본 분석을 통해 중·저소득 집단에서의 정책 효과가 고소득 집단보다 더 컸을 뿐만이 아니라, 고소득 집단에서는 정책효과가 반대로 나타나는 것까지 확인하였다. 이는 보육료 지원 효과를 분석한 선행연구 중 영아 모 고소득 집단에서 모의 취업률을 높인다고 밝힌 김은정·이혜숙(2016)의 연구와 반대되는 결과이다. 그런데 김은정·이혜숙(2016)의 연구에서는 소득기준을 설정할 때 정책 전 시기와 후 시기의 당시 소득을 기준으로 삼았는데, 정책 확대 후 시기의 소득은 정책의 효과를 이미 반영하였을 가능성이 있다. 이러한 점에서 본 연구와 같이 정책 변화 전 시기의 소득만을 기준으로 집단을 구분하는 것이 보다 타당하다고 판단된다.

고소득층에서 노동공급이 오히려 감소하는 분석 결과는 우리나라의 경우, 배우자 소득 및 가구의 소득이 높은 경우 여성이 노동시장에 참여하지 않고 직접 양육을 선택하는 경향을 반영한 것으로 보인다. 즉 충분한 자원과 시간을 가지고 있는 고소득층에서는 보육시설 이용을 선택하지 않는 것이다. 보육료 지원으로 인해 저소득 저학력 모에서는 직접 돌봄 시간이 줄어들었으나, 고학력 여성과 고소득 가구에서는 그렇지 않았다는 이영욱(2015)의 연구 결과는 이러한 해석을 뒷받침한다. 이에 더해 고소득층에서 나타나는 여성의 노

동공급 감소는 보육료 지원의 소득효과로 인한 후방굴절이 일어난 것으로 보인다. 이론적 배경에서 살펴보았듯이, 고소득층에서는 정책 지원 등으로 인하여 어느 정도 수준까지 소득이 늘어나면 여가를 선택하여 오히려 노동공급을 줄이는 선택을 한다. 이에 보육료 지원은 고소득층에 한하여 일을 하지 않았던 여성과 일을 하고 있었던 여성 모두에게 노동공급에 부적인 영향을 끼친 것으로 예상된다. 반대로 중간소득 가구의 경우, 모가 노동시장에 참여하게 되면 가구 소득이 증가해 정책 변화 전 기준으로 보육료 지원을 받지 못하게 되어 참여하지 않았다가 정책 변화 후 참여하게 되었을 것으로 해석할 수 있다.

마지막 학력 모형 분석 결과, 보육료 지원 확대에 의한 정책효과가 저학력 집단에서 더 클 것이라는 [연구가설 2-3]이 부분 지지되었다. 저학력 집단에서는 보육료 지원 확대에 의해 노동시장 참여율이 9.9% 포인트 증가( $p < .05$ )하였고, 고학력 집단에서는 5.6%포인트 증가하였으나, 이는 통계적으로 유의미한 수준이 아니었다. 한편 노동시간에서는 저학력과 고학력 집단에서 각각 2.653시간, 2.680시간 증가한 것으로 나타났지만, 이는 유의미한 수준의 증가가 아니었다. 이러한 학력 모형의 결과 또한 앞의 소득 모형과 비슷한 맥락에서 해석해 볼 수 있다. 즉 보육료 지원 확대에 의해 고학력 집단에서는 노동공급이 유의미하게 증가하지 않았는데, 이는 고학력 여성 또한 높은 수준의 보육의 질을 기대하는 경향이 있기 때문에 이를 대체할 수 있는 시설을 찾기 어렵다는 것을 방증한다. 또한 고학력 여성은 자신의 경력 및 교육수준으로 인해 저학력 여성보다 높은 의중임금을 가지고 있기 때문에, 기존에 일을 하고 있지 않았던 고학력 여성의 경우 보육료가 지원된다 하더라도 새로이 노동시장에 참여할 확률이 적었을 수 있다. 교육수준과 사회생산성 수준의 비례적 관계를 고려할 때, 고학력 여성의 양육 부담으로 인해 경제활동에 참여하지 못하는 것은 심각한 사회적 문제로 해석될 수 있다.

이러한 연구결과를 정리하면 다음의 <표 24>와 같다. 통계적으로 유의한 정책 효과에 한하여 정책 효과의 방향을 표시하였고, 세부 모형에서는 비교되는 집단 보다 효과의 크기가 크면 볼드처리를 하였다. 유의하지 않은 정책의

효과는 표시하지 않았다.

<표 24> 분석결과 요약

		노동시장 참여	노동시간
기본모형		+	+
영·유아 모형	영아	+	+
	유아	+	+
소득 모형	중저소득	+	+
	고소득	-	-
학력모형	저학력	+	
	고학력		

## 제2절 연구의 함의

먼저 본 연구의 분석결과에 따른 이론적 함의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 보육료 지원 정책의 모의 노동공급 효과가 주로 어떠한 집단에서 나타났는 지를 밝힌 데 의의가 있다. 기존연구에서는 보육료 지원 정책의 전반적인 효과만 보거나(최성은, 2011; 윤미례·김태일, 2017), 제한된 모형을 통해서 분석을 실시하였다(주미혜, 2010; 이영옥, 2015; 이승재, 2016; 김은정·이혜숙, 2017). 본 연구는 이론적 검토를 통해 보육료 지원의 효과가 각 집단에서의 효과가 상이할 것으로 가설을 세웠고, 모든 가설이 지지 및 부분 지지되었다. 이에 보육료 지원의 노동공급 효과가 영아 모, 저학력, 저소득 일 경우 더욱 크게 나타난다는 것을 발견하였다. 특히 고학력 집단에서는 보육료 지원의 효과가 노동공급을 감소시키는 방향으로 작용한다는 것을 보였다. 이러한 점에서 본 연구는 보육료 지원 효과의 보다 구체적인 성격과 모의 계층별 노동공급 결정을 이해하는 데 이론적으로 기여할 것으로 기대된다.

둘째, 본 연구는 기존 보육료 지원의 효과를 이중차이 분석을 통해 살펴본 연구들의 방법론적 한계를 극복하고자 노력하였다. 본 연구의 주제인 보육료 지원의 효과를 보기 위해 핵심적인 사항은 인과관계, 즉 노동공급의 변화가 진정 보육료 지원으로 인한 것인 지를 설득력 있게 제시하는 것이다. 이중차이 분석은 이러한 자연적 실험의 상황을 분석하기에 간명하고 적합한 방법처럼 보이지만, 결코 단순한 분석방법은 아니다. 이에 본 연구는 다양한 방법을 통해 분석 결과의 타당성을 높이기 위한 노력을 하였다. 우선 분석시기를 자의적으로 결정하는 문제를 보완하기 위하여 정책 전 시기와 후 시기의 다년도 분석을 시도하였다. 또한 정책의 기준이 연령 및 소득인 점을 고려하여 정책 효과를 보다 효과적으로 드러낼 수 있는 처치 및 비교집단을 설정하기 위한 고찰을 하였다. 이와 함께 평행 추세(parallel trend)의 확인을 위해 정책 변화 전 시기의 비교집단과 처치집단의 노동공급의 추이를 살펴보았으며, 마지

막으로 플라시보 처치 검정을 통하여 설정한 모형에 대한 타당도를 검증하였다. 이러한 노력은 이중차이 분석을 위해 고려해야 할 점을 보다 분명히 하고, 분석 결과의 타당성을 높이는 데 기여할 것이다.

다음으로 본 연구의 분석 결과에 따른 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 보육료 지원 확대가 전반적인 모의 노동공급을 증가시키는 데 긍정적인 역할을 하고 있다는 것을 확인하였다. 보편적 보육의 확대가 여성의 노동공급을 증가시킨다는 선행연구의 주장(Baker et al, 2008)과 같이 우리나라에서도 영유아 돌봄의 부담을 탈가족화(de-familization)하는 데 기여하고 있는 것이다.

둘째, 보육료 지원의 확대는 저소득·저학력 집단의 양육에 대한 시간적, 금전적 부담을 더욱 크게 줄여준다는 것을 확인하였다. 이론적으로 저소득 및 저학력 집단은 주로 여성 본인에게 주어지는 양육 부담을 대체할 수 있는 자원이 부족하다. 이러한 점에서 노동시장으로의 참여가 상대적으로 큰 부담으로 작용하기 때문에 자녀 양육의 비용부담이 일을 함으로써 얻는 효용보다 클 경우 일을 하지 않는 결정을 할 가능성이 높다. 한 마디로 저소득 및 저학력 가구의 모는 보육비용 탄력성이 더욱 높은데, 보육료 지원 정책은 이러한 보육비용 부담을 감소시켜 이들의 노동시장 참여를 증가시킨 것이다. 이에 본 연구는 저학력 저소득 계층에게 보육 비용이 상대적으로 크게 작용하였음을 간접적으로 확인함과 동시에 보육료 지원 정책의 효과를 검증하였다. 이에 근거하여 저소득 저학력 계층의 보육 비용 부담을 감소시킬 수 있는 정책적 지원을 유지 및 확충해야 할 것이다. 또한 새로이 취업한 모의 일·가정양립을 위해 보육정책과 노동시장 내 정책이 조화를 이룰 수 있도록 해야 할 것이다.

셋째, 보육료 지원은 고학력 및 고소득 계층 모의 노동공급을 유의미하게 증가시키는 데 한계가 있음을 밝혔다. 본 연구의 분석결과, 보육료 지원은 사회경제적 계층에 따라 상이한 정책 효과가 있음을 확인하였다. 고학력 고소득 계층은 기존연구에 따르면 보육시설에 대한 높은 기준을 가지고 있고, 보다

높은 의증임금을 가지고 있기 때문에 보육료 지원 금액의 대체효과가 적어 보육료가 지원된다 하더라도 노동공급을 크게 늘리지 않았다. 이는 아직 우리나라 보육서비스의 신뢰도와 질이 충분히 제고되지 못했다는 것을 간접적으로 방증하는 것으로 판단된다. 이러한 점에서 보육서비스를 더욱 개선하는 노력은 계속적으로 필요할 것이다.

### 제3절 연구의 한계 및 후속연구에 대한 제언

본 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 비교집단의 설정 문제이다. 이중차이 분석의 핵심 중 하나는 비교집단과 처치집단이 처치, 즉 정책의 실시 및 변화 이외에는 차이가 없어야 한다는 것이다. 비교집단의 적절한 설정이 이중차이분석 방법을 통한 분석 값의 타당성의 핵심이라고 볼 때, 이는 매우 중요한 사항이다. 본 연구에서는 소득모형 A를 제외하고는 처치집단은 영유아 모로, 비교집단은 초등학생 모로 설정, 소득모형A에서는 처치집단을 소득 상위 30%의 영유아 모, 비교집단은 소득 하위 70%의 영유아 모로 설정하였다. 이러한 설정에 있어서 비교집단이 처치집단과 정책 변화에 대한 동일한 양상을 보이는 집단인 지에 대해 완벽한 답을 내릴 수 없다. 본 연구에서는 두 집단의 일반적 특성을 비교해 보고, 선행연구의 모형을 고찰해 보고, 평행 추세 확인 및 플라시보 검정을 거쳤지만 이는 모두 간접적인 방법이라는 한계가 있다.

둘째, 보육료 지원 확대 이외에 영유아 모의 노동공급에 영향을 미칠 있는 다른 정책의 존재를 통제하지 못한다는 것이다. 만약 정책변화 이후에 서로 다른 자녀 연령집단에 또다른 정책변화가 존재하여 노동공급에 상이한 영향을 준다면 보육료 지원의 순수한 정책 효과를 측정하기 어렵다. 대표적으로 같은 기간 양육수당 또한 기간 5세 미만의 영유아에게 확대되었다. 선행연구에 따르면 양육수당은 여성노동공급에 대체로 부적인 영향을 준다(Schone,



2004; Kornstad & Thoresen, 2007; Kosonen, 2008). 이에 보육료 지원의 노동공급효과를 과소 추정하는 방향으로 이끌 수 있다. 이 외에도 보육료 지원이 확대된 2012-2013년은 보육예산이 전폭적으로 증가하고, 여타 보육제도에 대해서도 다양한 변화가 이루어진 시기이다. 이에 이러한 변화가 영유아모의 노동공급에 정적인 영향을 미쳤다면, 본 연구 결과에 따른 보육료 지원 정책의 효과에 포함되었을 가능성이 있다. 그러나 이중차이 분석을 통해서는 이렇게 같은 시기에 변화한 정책을 분리해 낼 수 없기 때문에 다른 분석방법을 이용하여도 비슷한 결과가 도출되는 지 확인 할 필요가 있다.

셋째, 분석 자료가 가진 한계다. 본 연구에서는 보육료 지원의 소득기준을 통해 집단을 구분하였는데, 정부에서 정한 소득인정액 계산을 위해서 필요한 모든 정보를 본 분석자료에서 제공하고 있지 않았다. 본 연구에서는 이 외의 사용 가능한 변수들을 최대한 활용하여 소득기준에 부합하는 집단을 구성하여 노력하였으나, 이는 완벽한 분류가 될 수 없었을 것이다. 또한 본 자료에서는 보육료 지원을 이용 여부를 묻는 항목이 정책 확대 후인 2013년부터 조사되었기 때문에 분류한 소득기준과 실제 지원 수혜 여부를 비교할 수 없다는 점이 한계이다. 이에 더해 소득모형의 경우 역인과관계의 가능성 때문에 정책변화 전인 2011년의 소득 데이터를 이용하였다. 이에 기본 모형의 비교 및 처치 집단 표본 중 2011년 가구 소득 데이터가 존재하는 표본에만 분석을 실시할 수 있었다.

넷째, 보육료 지원 정책의 확대가 어떠한 경로로 여성 노동공급에 영향을 미치는 지에 대한 보다 심도 깊은 분석이 필요하다. 보육료 지원 확대로 인해 여성 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 중간적 경로로는 보육비용 부담의 절감, 아동의 보육시설 이용의 증가 등이 있을 수 있다. 본 연구에서 사용한 노동패널조사 자료로는 보육비용에 대한 자료는 이용할 수 있었으나, 보육시설 이용에 대한 정확한 파악은 어려웠다. 자녀가 이용하는 보육시설의 유형 변수가 있었으나, 16차년도 이전에는 선택지에 ‘부모의 직접 양육’이 없었기 때문에

보육시설 이용이 과대 대표될 가능성이 있었다. 이에 본 연구에서는 보육료 지원이 아동의 보육시설 이용 변수를 이용하지 못하였으며, 보육통계 자료 및 선행연구의 검토 결과를 통해 설명을 시도하였다. 또한 보육료 지원 확대로 인해 가구의 보육비용 부담이 감소하였다는 것을 확인하였더라도, 이러한 부담 절감이 그대로 모의 노동공급에 인과적인 영향을 미쳤다는 것을 본 연구의 분석방법으로는 확인할 수 없다. 이에 후속연구에서는 보육료 지원의 확대가 여성의 노동공급에 영향을 미치는 보다 구체적인 경로를 다양한 분석방법을 통해서 파악할 것을 제안한다.

다섯째, 보육료 지원의 노동공급 효과가 모의 기존 취업상태에 따른 보다 세부적인 분석을 하지 못하였다. 본 연구 결과 보육료 지원은 영유아 모의 노동공급을 증가시키는 방향으로 영향을 미친 것으로 확인되나, 일을 하고 있지 않은 여성의 새로운 취업을 증가시킨 것인지, 기존의 일을 하고 있었던 여성의 경력단절을 막는 데 더 효과가 있었던 것인지, 경력단절을 경험하던 여성이 재취업을 한 것인지 본 분석으로 파악할 수 없다. 물론 본 연구의 여타 모형과 같이 정책 시행 전, 예를 들어 2009년의 모의 취업 여부로 집단을 구분하여 세부 분석을 시행하는 방법도 있다. 그러나 다음과 같은 이유로 본 연구의 모형에 포함하지 못하였다. 첫째, 취업여부로 집단을 분류하였을 때 집단 간의 미관측 요인, 특히 여성의 근로에 대한 의지 등이 매우 상이할 것으로 예상되기 때문이다. 예를 들어 초등학생 자녀가 있고 일을 하는 여성과 영유아가 있는데 일을 하는 여성의 특성차이는 종속변수에 매우 크게 영향을 미칠 것으로 예상되며, 이는 다른 요인과 다르게 통제되기 어렵다. 두 번째로 정책 후 시기에 영유아 자녀를 둔 여성에 대해 정책 전 시기의 취업여부를 기준으로 집단을 분류하는 것은 분석 결과의 타당도를 높이기 어렵다는 점이다. 즉 정책 전 시기의 취업여부는 정책 후시기의 영유아 모가 미혼이거나 기혼 무자녀인 상태일 때의 자료일 가능성이 크기 때문에 정책 효과를 과소 추정할 가능성이 높다. 이러한 문제들 때문에 정확한 정책 효과의 값을 반영하기 어려울 것으로 판단되어 본 연구에서는 취업여부에 따른 분석은 하지 않았다.

그러나 이중차이 분석이 아닌 패널 분석이나 다른 방법을 통해서 이와 같은 연구문제에 대한 분석이 가능할 것으로 기대되며, 그러한 시도는 보육료 지원의 성격을 보다 세밀하게 이해하는 데 도움이 될 것이다.

여섯째, 후속 연구에서는 보육료 지원 정책의 효과를 보다 다양한 측면에서 살펴볼 것을 제안한다. 본 연구에서는 보육료 지원 정책의 노동공급 효과를 보기 위해 여성의 노동시장 참여율과 노동시간을 결과변수로 삼아 살펴보았다. 그러나 이 외에도 여성이 취업하게 된 일자리의 종류, 시간제 및 전일제 여부, 임금, 또는 가구 소득 까지를 본다면 보육료 지원 정책의 효과를 보다 복합적으로 파악할 수 있을 것이다. 더욱이 노동공급의 효과가 주로 저학력 저소득 집단에서 크게 나타났다는 점을 고려할 때, 여성이 새로이 취업하게 된 일자리의 특성 및 질을 파악할 필요가 있는 것으로 보인다.

일곱째, 본 연구에서는 자녀가 있는 여성의 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 다양한 가족정책 중 보육료 지원 정책의 효과만을 보았다. 선행연구에 따르면 같은 정책이라 하더라도 한 국가 내에서 가족정책의 구성 및 배열에 따라 여성 고용에 대한 효과가 크게 차이가 날 수 있음을 밝혔다(Korpi et al, 2013). 이러한 점에 있어서 가족정책을 단일차원(uni-dimensional)에서 보지 않고, 다차원적인 ‘가족정책의 집합(family policy constellations)’으로 보아야 한다고 주장하였다. 이는 ‘여성이 유급노동과 무급노동의 선택에 상이한 영향을 미치고, 특히 서로 다른 성별고용불평등 패턴을 야기하는 가족정책의 집합’이다. 이러한 이론적 배경을 고려한다면, 단순히 보육료 지원 정책만이 아닌 정부에서 제공하는 보육서비스의 질까지 포함하여 그 효과를 보아야 할 것이다. 이러한 설정이 비록 본 연구의 연구문제 범위에 넘어서는 것이라 하더라도, 후속 연구에서는 이 점을 고려한다면 우리나라 보육료 지원 정책 및 보육정책에 대한 더욱 풍부한 논의가 가능할 것이다.

## 참고문헌

### <국내>

- 김은정, & 이혜숙. (2016). 영유아 보육(돌봄) 지원 정책 평가와 정책 과제 - 보육료 지원 정책을 중심으로. 보건사회연구원.
- 김진욱. (2008). 여성근로자의 육아휴직과 근로지속성에 관한 실증연구. 사회 복지정책, 33, 239-260.
- 김정호, & 홍석철. (2013). 보육료 지원의 여성 노동공급 및 출산효과 분석. 현진권 편, 보육정책의 논쟁과 추진과제, 한국경제연구원, 43-75.
- 김현숙. (2018). 정부의 영유아 보육지원과 기혼여성 노동공급에 관한 패널분석. 여성경제연구, 15(1), 1-24.
- 류연규, & 김영미. (2012). 복지국가 젠더격차와 성역할 인식 차이의 관계에 대한 비교연구. 사회복지정책, 39(4), 175-203.
- 박효진, & 은선경. (2012). 경력단절 경험을 가진 여성의 노동시장 재진입에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 미취학 자녀를 둔 여성의 일-가족 양립 정책과 서비스를 중심으로. 한국가족복지학, 17(1), 5-29.
- 변금선 & 허용창. (2014). 보육료 지원 확대가 여성의 생활시간 배분에 미치는 영향. 한국사회복지학, 66(2), 101-125.
- 보건복지부(2011-2018). “보육사업 안내”  
\_\_\_\_\_ (2009-2018). “보육통계”
- 보건복지위원회(2009-2018). “보건복지위원회 소관 예산 및 기금운용계획 개요”
- 송다영. (2009). 가족정책내 자유선택 쟁점에 관한 고찰. 페미니즘 연구, 9(2), 83-117.
- 윤미례 & 김태일. (2017). 준수실험설계에 의한 보육지원 정책의 고용효과 분

- 석. 한국행정학보, 51(1), 205-231.
- 윤자영. (2010). 모 (母) 의 시간 배분 결정요인 분석. 노동경제논집, 33(2), 27-52.
- 윤자영 & 홍민기. (2014). 육아휴직제도의 여성 고용 효과. 노동정책연구, 14(4), 31-57.
- 원숙연, & 이동선. (2012). 일-가족 양립 지원 정책이 노동시장 참여의 성별 격차에 미치는 영향-OECD 16 개 국가를 대상으로. 한국정책학회보, 21(3), 325-360.
- 이승재. (2016). 보육료·유아학비 지원 확대가 모의 노동공급에 미치는 영향 (Doctoral dissertation, 서울대학교 대학원).
- 이영옥. (2015). 보육료 지원정책에 대한 평가와 개선방향. KDI 포커스 통권 제 53 호.
- 이윤식, & 서영빈. (2016). 영유아 보육료 지원 범위 확대의 효과에 관한 연구. 한국정책학회보, 25(3), 429-453.
- 이혜원. (2013). 보육료 지원정책이 부모의 보육비용 부담 완화에 미치는 영향. 재정포럼, 한국조세재정연구원, 204, 8-26.
- 장지연, & 김지경. (2001). 양육형태와 비용이 기혼여성의 취업단절에 미치는 영향. 제 3 회 한국노동패널 학술대회 논문집, 365-388.
- 정수지, 박윤현, 송지나, 김대웅, & 이순형. (2016). 보육비 지원대상 확대에 따른 소득계층별 유아 보육비 및사교육비 변화: 무상보육정책 시행을 중심으로. 아동학회지, 37(2), 27-42.
- 주보혜. (2010). 영유아보육료지원의 확대가 여성 경제활동참여에 미치는 영향에 관한 연구 (Doctoral dissertation, 서울대학교 대학원).
- 최성은. (2011). 보육료지원과 기혼여성의 노동공급에 관한 연구. 사회보장연구, 27(2), 85-105.
- 통계청. (2016). 2016 일가정양립 지표 보도자료. 통계청.
- 황수경. (2003). 여성의직업선택과고용구조. 한국노동연구원.

한중석, 이영재, & 홍재화. (2017). 보육료 지원정책이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향—생애주기 모형을 이용한 정량 분석. *경제학연구*, 65(3), 5-46.

허남재, & 석재은. (2011). 한국의 보육료지원제도는 취업모 친화적인가?. *사회복지정책*, 38(2), 139-163.

### <국외>

Ai, C., & Norton, E. C. (2003). Interaction terms in logit and probit models. *Economics letters*, 80(1), 123-129.

Anderson, P. M., & Levine, P. B. (1999). Child care and mothers' employment decisions (No. w7058). National bureau of economic research.

Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.

Bauernschuster, S., & Schlotter, M. (2015). Public child care and mothers' labor supply—Evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1-16.

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.

Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 493-517.

Blau, D. M., & Robins, P. K. (1988). Child-care costs and family labor supply. *The Review of Economics and Statistics*, 374-381.

Blau, D. M. (2003). Do child care regulations affect the child care and labor markets?. *Journal of Policy Analysis and Management*, 22(3),

443–465.

- Blau, D., & Currie, J. (2006). Pre–school, day care, and after–school care: who's minding the kids?. *Handbook of the Economics of Education*, 2, 1163–1278.
- Bonke, J., & Esping–Andersen, G. (2009). Family investments in children—productivities, preferences, and parental child care. *European Sociological Review*, 27(1), 43–55.
- Chalasani, S. (2007). The changing relationship between parents' education and their time with children. *International Journal of Time Use Research*, 4(1), 93–117.
- Cogan, J. (1980). Labor supply with costs of labor market entry. *Female labor supply: Theory and estimation*, 25–89.
- Connelly, R. (1992). The effect of child care costs on married women's labor force participation. *The review of Economics and Statistics*, 83–90.
- Demo, D. H., & Cox, M. J. (2000). Families with young children: A review of research in the 1990s. *Journal of Marriage and Family*, 62(4), 876–895.
- Esping–Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles*. Polity.
- Förster, M. F., & Verbist, G. (2012). *Money or kindergarten? Distributive effects of cash versus in–kind family transfers for young children*. OECD.
- Gornick, J. C., Meyers, M. K., & Ross, K. E. (1998). Public policies and the employment of mothers: A cross–national study. *Social science quarterly*, 35–54.
- Guryan, J., Hurst, E., & Kearney, M. (2008). Parental education and

- parental time with children. *The Journal of Economic Perspectives*, 22(3), 23.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2011). Money for nothing? Universal child care and maternal employment. *Journal of Public Economics*, 95(11–12), 1455–1465.
- Heckman, J. (1974). Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica: journal of the econometric society*, 679–694.
- Jaumotte, F. (2003). Female labour force participation: past trends and main determinants in OECD countries.
- Kimmel, J. (1995). The effectiveness of child-care subsidies in encouraging the welfare-to-work transition of low-income single mothers. *The American Economic Review*, 85(2), 271–275.
- Kimmel, J., & Connelly, R. (2007). Mothers' time choices caregiving, leisure, home production, and paid work. *Journal of Human Resources*, 42(3), 643–681.
- Kornstad, T., & Thoresen, T. O. (2007). A discrete choice model for labor supply and childcare. *Journal of Population Economics*, 20(4), 781–803.
- Korpi, W. (2000). Faces of inequality: Gender, class, and patterns of inequalities in different types of welfare states. *Social Politics: international studies in gender, state & society*, 7(2), 127–191.
- Korpi, W., Ferrarini, T., & Englund, S. (2013). Women's opportunities under different family policy constellations: Gender, class, and inequality tradeoffs in western countries re-examined. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 20(1), 1–40.
- Lefebvre, P., & Merrigan, P. (2008). Child-care policy and the labor



- supply of mothers with young children: A natural experiment from Canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519–548.
- Mandel, H., & Semyonov, M. (2006). A welfare state paradox: State interventions and women's employment opportunities in 22 countries. *American journal of sociology*, 111(6), 1910–1949.
- Nock, S. L., & Kingston, P. W. (1988). Time with children: The impact of couples' work–time commitments. *Social Forces*, 67(1), 59–85.
- OECD. (2016). OECD database – Employment rate. <https://data.oecd.org/emp/employment-rate.htm>.
- Ribar, D. C. (1992). Child care and the labor supply of married women: Reduced form evidence. *Journal of human resources*, 134–165.
- Sayer, L. C., Bianchi, S. M., & Robinson, J. P. (2004). Are parents investing less in children? Trends in mothers' and fathers' time with children. *American journal of sociology*, 110(1), 1–43.
- Schøne, P. (2004). Labour supply effects of a cash–for–care subsidy. *Journal of Population Economics*, 17(4), 703–727.
- Yeung, W. J., & Stafford, F. (2005). Days of the week: Distribution of parental childcare time. In Unpublished manuscript. Paper presented at the annual meeting of the American Sociological Association.

## Abstract

# Effect of the expansion of childcare subsidy on women's employment

Lee, Jiwan

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

This study aims to analyze the effect of childcare subsidy which expanded to all classes on the labor supply of mothers in 2012–2013. Furthermore, it intends to examine if the policy affects differently according to women's socio-economic characteristics, such as household income and educational level.

Considering that the expansion of childcare subsidy only affects the household with a child under 5 years old, the analysis employs the methodology of Difference in Difference that identifies the causal effect of policies. It compares the before and after the policy change, 2010–2011 and 2013–2015 respectively. The analysis model includes basic model, young and younger child model, income level model and educational level model. For analysis, the 13–18 waves of Korean Labor and Income Panel Survey, excluding the wave of 15 were utilized.

The main findings of the study are summarized as follows. First, as a result of the basic model, the childcare subsidy expansion in 2012–2013 significantly increased both the propensity of women's labor market participation and their working hours. It is in line with previous research which confirms that the childcare subsidy universalization has a positive effect on the mother's labor supply (Lee, 2016; Yoon & Kim, 2017; Kim, 2018).

Second, as a result of a young and younger child model, mothers of a younger

child under 2 years–old has a higher probability of being employed than a young child aged 3–5. It reflects the findings from previous studies that the childcare subsidy alleviates the childcare cost more considerably for a younger child (Lee, 2015) and increases the enrollment of childcare institutes on a larger scale for a younger child (Kim, 2018).

Third, as a result of the income level model, the greater policy effect has been found among mid and low–income level mothers than among the high–income level group. As the elasticity of childcare cost is higher for mothers with lower income (Anderson & Levine, 1999; Kimmel, 1995), the childcare subsidy decreases the burden of childcare costs more greatly than for mothers with high income and leads them to participate in the labor market.

Fourth, as a result of educational level model, the size of the labor supply effect is larger for mothers with low educational level. Highly educated women are more likely to have elevated expectations for the quality of childcare institution and thus they bear increased opportunity cost for paid work (Yoon, 2010). And their child–rearing is more difficult to be replaced by a childcare institution (Lee, 2015).

These findings have the following implications. This study confirms that the childcare subsidy has a positive role in increasing the labor supply of mothers with a young child. It implies that the expansion of universal childcare contributes to the de–familiarization of childcare in Korea by enabling women to reconcile the paid work and childminding.

Besides, this study identifies that the effect of childcare subsidy expansion differs depending on mothers' socio–economic features. The labor supply effect was higher among women in low socio–economic status. The childcare subsidy lowers the childcare burden of low income and educational level mothers. By contrast, it has a limited impact of increasing the labor supply of mothers in high socio–economic status.

Key words: childcare subsidy, childcare policy, difference in difference, female labor supply, female employment, policy effect

Student Number: 2016–26111