

勞 動 經 濟 論 集
第 43 卷 第 4 號, 2020.12. pp.143~177
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

보편적 보육료 지원정책이 여성 노동공급과 출산율에 미친 영향*

민 규 량** · 이 철 희***

본 연구는 영유아 보육료 지원정책이 보육시설공급률에 따라 노동공급과 출산율에 상이한 영향을 미쳤음을 분석하였다. 구체적으로 보육시설공급률이 높을수록 보육료 지원에 의해 보육시설 입소에 유리한 다자녀모의 경력유지 확률이 증가했을 뿐 아니라 첫째 자녀의 출산율이 높아졌고, 국공립 어린이집의 공급률이 높은 경우에는 보육비 지원 이후 둘째 자녀 출산율도 유의하게 높아졌음을 보여준다. 이는 보육료 지원정책의 효과가 출생순위에 따른 보육시설 입소 우선순위, 거주지역 보육시설의 양적, 질적 공급 정도에 따라 달라짐을 보여준다.

주제어 : 보육료 지원, 출산율, 여성 노동공급, DID, 보육시설공급

I. 서론

영유아 보육료 지원정책은 여성에게 출산 및 육아 친화적인 환경을 제공하고 일·가정 조화를 돕고자 하는 노력의 일환으로 전 세계적으로 확대되는 추세이다. 국내에도

논문 접수일: 2020년 9월 23일, 논문 수정일: 2020년 12월 23일, 논문 게재확정일: 12월 24일

* 본 논문은 민규량의 2020년도 8월 박사학위 논문의 제1장을 수정·보완한 것임을 밝혀둔다. 논문 심사에 유익한 논평을 해주신 김대일 교수님, 홍석철 교수님, 김봉근 교수님, 그리고 KDI의 이영욱 박사님께 감사드린다.

** (제1 저자 및 교신저자) 한국지식산업연구원 도시경영연구실 차장 (zelya@snu.ac.kr)

*** (공동저자) 서울대학교 경제학부 교수 (chullee@snu.ac.kr)

2012~2013년 영유아를 대상으로 한 무상보육제도가 도입된 바 있다. 그러나 이러한 보육료 지원은 막대한 예산이 소요되는 데 반해 정책이 여성의 노동 및 출산율에 미치는 효과에 대한 연구 결과는 분분한 상황이다. 특히 국내에서 연구 결과가 분분한 것은 지역별로 보육시설 공급 정도가 달라 보육시설 이용 가능 확률에 차이가 발생하기 때문으로 보인다.

본 연구는 국내에서 2012년에 영아들을 대상으로 한 무상보육이 시행되었던 것을 정책적 변이로 이용, 보육시설 공급이 증가함에 따라 영아모들의 노동공급이 유아모 대비 증감하였는지에 대한 삼중차분 분석을 시행하였다. 또한, 2012~2013년에 걸쳐 영유아 전체에 무상보육이 도입되었던 변이를 이용하여 보육시설이 많은 지역에서 출산율 등이 어떻게 변화하였는지 이중차분 분석을 통해 살펴보았다. 국내의 경우 보육료 지원을 받기 위해서는 보육시설 이용이 필수적으로 요구되는 데 반해 보육시설공급률은 아동 수에 비해 부족하기 때문에 지역별로 보육시설 공급이 충분한 지역과 그렇지 않은 지역 간에 정책의 효과 차이가 나타날 수 있다. 뿐만 아니라 자녀 수에 따라 이러한 보육시설 입소의 우선순위가 달라지기 때문에 미시적으로는 이러한 자녀 수에 따른 제도적 효과 차이가 발생할 수 있다. 보육료 지원 확대정책과 함께 도입된 영유아 입소 우선순위에 관한 법률은 다자녀에 대한 보육시설 이용 우선순위를 부여하는데, 이를 고려한 연구가 국내에서는 부족한 실정이다. 본 연구는 기존에 고려되지 않았던 이러한 현실적인 부분을 적극 반영하여 연구하고 있다는 점에서 차별성을 가진다.

연구는 보육료 지원정책의 효과가 보육시설공급률에 따라 달라질 뿐 아니라 자녀 수별로 다르게 나타나고 있음을 보인다. 구체적으로 보육시설 공급이 증가함에 따라 보육료 지원정책 이후 결혼한 여성들의 첫째 이상 출산율이 증가한 반면 노동공급 측면에서는 다자녀 가구에서 경력유지율이 증가한 것으로 나타난다.

논문은 다음과 같이 기술되었다. 제II장에서는 연구 배경과 보육료 지원정책에 대하여 살펴보고, 제III장에서는 본 연구에서 이용한 분석자료로써 보육시설공급률, 유배우 출산율 등의 지표를 설명한다. 이후 제IV장에서는 분석 결과를 보고하고, 제V장에서는 결론과 정책적 시사점을 도출한다.

II. 연구 배경

국내의 출생아 수는 저출산의 심화로 빠르게 감소하고 있다. 2016년 40만 명을 웃돌던 출생아 수는 2017년 35만 명으로 떨어졌으며 2019년에는 30만 명 수준에 그치고 있다. 저출산 현상의 중요한 원인 가운데 하나는 '경제적 부담과 일·육아의 양립'으로 보이며(이상림·이지혜·최효진, 2017) 이에 따라 정부 차원에서도 이를 해결하고자 하는 정책들이 다양하게 제시되어왔다. 제2차 저출산·고령화 기본계획에서는 3대 목표 중 하나로써 「일·가정 양립 일상화」를 설정하고 자녀 양육의 정책 수요에 적극 대응하고자 만 5세 이하 어린이들에 대한 무상보육 정책, 즉 보편적 보육료 지원정책을 도입하였다. 보편적 보육료 지원정책은 여성들로 하여금 노동공급을 할 수 있도록 이끌며 출산 친화적인 환경을 제공함으로써 출산율을 늘리는 것으로 알려져 있으나(우석진, 2007) 막대한 정부 재정이 소요되며 민간부문에서의 보육 서비스를 구축한다는 점에서 경제적 효율성은 다소 감소하는 측면에 있으므로(Baker, Gruber, and Milligan, 2008) 정책에 따른 효과를 분석하는 것은 매우 중요한 과제라고 할 수 있다.

2012년 도입된 보육료 지원정책은 연령별로 지원금액이 상이한 형태의 정책이나 보육료 상한 규제와 맞물려서 사실상 부모가 부담해야 할 기본보육료 전액을 보조해주는 형태의 보조금이라는 점에서 보편적 보육료 지원정책이라고 할 수 있다. 이들이 지원을 받지 않을 경우 내야 할 보육료는 2013년 기준 만 0세 39.4만 원, 만 1세 34.7만 원, 만 2세 28.6만 원, 만 3세 이상은 22만 원으로 연령에 따라 점점 지원금액이 줄어드는 구조이나 보육시간 등과 무차별하게 보육료가 상한 규제에 따라 보육료가 지원금액으로 획일화되어있어 영유아 부모가 지불하는 기본보육료는 사실상 없다고 할 수 있다. 또한 어린이집으로 부모 부담의 보육료를 전액 지원하는 형태로써 부모가 만 0~5세의 아동을 보육시설에 보내는 경우에만 보육시설에 보육료를 지원하기 때문에 보육시설을 보내지 않는 영유아 부모에 대한 소득효과에 대한 우려도 적다. 보육료 지원정책이 여성 공급에 미친 효과를 살펴보는 연구에 있어서 보육료 보조금 지급 방식은 중요한 의미를 지닌다. 예컨대 보육료가 획일화되어있지 않다면 노동시간과 보육시설 이용에 따른 비용이 비례하여 증가하기 때문에 둘 간에는 내생성 문제가 발생할 수 있다. 국내의 경우 이러한 점

에서 취업모들이 미취업모보다 많은 금액의 보육료를 지불하는 등의 내생성 문제가 거의 없어서 정책에 따른 노동성과 분석에 장점을 가진다(최성은, 2011).

보육료 지원정책이 출산율에 미친 영향을 살펴본 선행 연구들은 살펴보면 거시 데이터를 이용하는 경우에는 대부분 긍정적인 결과가 있었던 것으로 나타나고 있다. Luci-Greulich and Thévenon(2013)는 경제협력개발기구(OECD) 회원국 중 18개국의 1982~2007년 자료를 통해 신생아 1인당 정부 지출, 2세 이하 영유아 1인당 정부 지출, 3세 미만 유아 대상의 보육서비스 지원액, 유급 출산휴가 기간, 3세 미만 유아의 보육 등록률 등의 변수가 출산율에 미치는 영향을 살펴보았는데 그 결과 모든 변수들이 출산율에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며 특히 출산 이후 시점에 시행되는 현금 지원 및 보육서비스 정책이 출산 관련 휴가 제도나 출산 당시의 지원정책보다 더 효과적인 것으로 나타났다. Lappegård(2010)에서는 개인 단위의 인구자료에서 정부의 유급 출산휴가 사용 여부, 정부 지원의 보육시설 이용률, 보육수당 존재 여부 등의 정책변수들이 출산에 긍정적 효과가 있는 것으로 나타났다. 국내 데이터를 이용한 이상협 외(2016)에서도 보육시설 수와 복지예산 비율이 학력을 불문하고 유배우 여성 출산율에 유의하게 긍정적 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 시도별 집계자료를 이용하여 분석한 우석진 외(2014)의 경우 보육 예산의 증가가 출산율을 제고하는 데 효과는 있었지만, 그 크기는 적었다고 분석한 바 있다.

보육료 지원정책이 출산율에 미치는 영향을 살펴본 연구 중 미시자료를 이용한 분석 결과의 경우 효과가 엇갈리게 나타난다. 예를 들어 2009년과 2012년 보육실태조사를 이용하여 연구한 서민희·이혜민(2014)은 보육료와 교육비 지원 여부가 추가 출산 의사에 긍정적 영향을 미치지 못한다고 분석한 바 있으며 동일한 자료를 이용한 홍석철 외(2012)와 김정호·홍석철(2013)에서도 보육료 지원정책이 다자녀 출산 의사에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 홍정림(2013)에서는 보육료 지원이 출산 순위와 관계없이 유의하게 자녀의 추가 출산 및 의향을 포함한 추가 출산에 긍정적 효과를 미친 것으로 나타났으며 특히 출산 순위가 높을수록 그 효과가 큰 것으로 나타난 바 있다.

보육료 지원정책이 노동공급에 미친 영향에 대한 국내 연구들의 경우 주로 미시데이터를 이용하여 분석하는 가운데 그 결과는 분분한 상황이다. 김정호·홍석철(2013)의 경우 보육료 지원이 여성의 경제활동참여율을 높였다고 분석한 반면 최성은(2011)은 오히려 여성의 노동공급이 감소하였다고 보고하고 있다. Lee(2016)는 노동공급에 미치는 효과가

관찰되지 않았다고 보고한다. 이렇듯 결과가 엇갈린 데는 다양한 이유가 있겠지만 1) 보육료 지원의 대상이 매년 달라지기 때문에 어느 계층을 대상으로 하느냐에 따라 소득효과 크기가 달라진다는 점과 2) 보육시설 이용의 조건이 지역별로 달라진다는 점, 3) 선택적 보육료 지원은 소득효과로 인해 노동공급을 감소시킬 수 있다는 점 등이 주된 이유로 보인다.

한편 보육료 지원정책의 효과는 보육시설을 이용하는 경우에만 받을 수 있다는 측면에서 국지적으로 나타날 수 있는데, 선행연구들의 경우 이러한 요인에 대한 고려가 부족한 것으로 보인다. Addabbo, Caiumi and Maccaganan(2012)는 이용 가능한 보육서비스의 존재 여부가 영유아모의 노동시장 진입 여부와 근로시간에 매우 중요한 요인이라고 주장하였다. Bauernschuster, Hener and Raine(2013)은 독일의 지역 단위 자료를 활용하여 3세 미만 아이의 공공보육시설 이용률이 합계출산율에 미치는 영향을 분석하였는데 연구 결과 공공보육시설 이용률이 높을수록 합계출산율도 높은 것으로 나타난 바 있다.

국내의 경우 보육시설 공급의 격차가 지역별로 크다는 점에서 이를 고려하여 연구하는 것이 매우 중요하다. 일례로 '2018년 보육실태조사' 결과에 따르면 어린이집이나 유치원에 입학하기 전 대기 경험이 있다는 응답은 전체의 33.5%로 집계되었으며 이들의 평균 입소 대기 기간은 7.6개월로 나타난 바 있다. 거주지역별로는 대도시의 경우 대기 경험 비율이 40.6%로 읍·면 지역 거주 영유아(15.4%)와는 큰 격차가 있었으며 평균 대기기간도 대도시 거주자는 9.2개월로 읍·면 지역 거주자는 4.3개월과는 2배 이상 차이가 났다. 특히 어린이집 입소 대기 신청 시에는 영유아보육법에 따라 맞벌이 부부, 기초생활 보장 수급자, 한부모 가족, 2자녀 이상 가구 등의 자녀에게 우선순위를 적용하게 되어 있기 때문에 이러한 자격요건을 복수 개 이상 갖추지 못한 가구의 경우 대기 기간이 길어질 수밖에 없는 상황이며 따라서 영유아모가 필요로 하는 시점에 충분히 보육 지원을 받지 못할 우려가 있다. 구체적으로 영유아모가 일을 하기 위해서는 보육 지원을 필요로 하는데, 이는 보육시설이 충분히 공급되어야만 가능하다. 그러나 현재는 입소 대기가 발생하는 등 보육시설이 충분히 공급되지 않는 측면이 있고 이에 따라 영유아보육법 시행규칙 제29조(보육의 우선제공)에 따라 입소 우선순위를 정하고 있다. 즉, 보육료 지급정책에 따라 아이를 보육시설에 맡기면 사실상 무상보육 혜택을 받을 수 있음에도 불구하고 이러한 정책적 효과를 누릴 수 없는 사람들이 발생한다.

이상을 정리하면 보육료 지원 확대에도 불구하고 보육시설 이용이 어려운 지역들에서는 엄마의 노동공급이나 출산율 증진 효과가 미미할 수 있다. 반면 보육시설이 충분한

지역에서는 보육시설 이용 가능성이 높기 때문에 일과 가정 간 충돌을 보다 완화할 수 있으며 이에 대한 노동공급 및 출산율 증가를 기대할 수 있다(Rindfuss, 2010). 이러한 배경에서 본 연구는 시군구별 보육시설공급률 변수를 이용하여 보육시설공급률이 증가함에 따라 보육료 지원의 효과가 어떻게 달랐는지에 대해 분석하며 또한 부족한 보육시설에 입소 우선권을 가지는 다자녀 가구에서의 효과를 살펴보고자 한다.

다양한 선행연구들이 있었지만 본 연구는 다음과 같은 점에서 차별성을 가진다. 첫째, 보육료 지원의 효과를 살펴보기 위해 보육시설을 실제로 이용했는지에 대한 대리변수로 보육시설 공급률(해당 지역에 거주 중인 자녀가 보육시설에 입소할 수 있는 확률)을 이용함으로써 보육시설 이용과 노동 및 출산 결정 간의 내생성 문제를 해결하고자 노력하였다. 둘째, 본 연구는 정책이 일반적인 합계출산율이 아닌 유배우 출산율에 미친 효과를 살펴본다는 점에서 의의가 있다. 보육료 지원에 따라 출산율이 증가한다면 이는 실제로 보육시설 이용을 경험해본 영유아모로부터의 효과라고 보아야 하는데, 합계출산율 지표는 이러한 점을 충분히 반영하지 못하지만 유배우 출산율은 이러한 점을 고려한 지표라고 할 수 있다. 셋째, 정책의 효과가 자녀 수에 따라 달라진다는 이질성을 분석에 반영하였다. 어린이집의 입소는 현재 가산점으로 되어있기 때문에 자녀가 한 명인 경우와 두 명 이상인 경우에서 효과가 달라지는데 본 연구는 이러한 이질성을 고려하여 분석하고 있다.

Ⅲ. 분석자료 및 연구 방법

1. 보육시설공급률

국가 보조 영유아 보육 및 교육기관으로는 어린이집과 유치원이 있다. 두 기관은 영유아 부모들이 가장 많이 이용하는 보편적 기관임에도 불구하고 지역별로 공급량에 차이가 있어 영유아 보육 및 교육 서비스의 지역 간 격차를 발생시키는 주요 요인이다(최효미 외, 2015). 보육료 지원을 받기 위해서는 보육시설 이용이 전제되기 때문에 영유아모가 실제로 보육시설을 이용할 수 있는지 여부는 매우 중요한 문제이다. 이러한 사회적 보육

지원은 일가정 양립에 매우 중요한 요인으로 알려져 있는 가운데(김숙령·윤다희, 2014) 보육시설 공급이 부족하다는 점은 영유아모의 노동공급이나 추가출산 결정에 중요하게 작용한다.

보육료 지원정책은 보육시설을 이용하는 경우에만 받을 수 있기 때문에 이러한 정책적 효과를 알아보기 위해서는 보육시설 이용 여부를 변수로 이용하여야 한다. 그러나 보육시설 이용 여부 자체를 독립 변수로 이용하게 되면 영유아모가 노동공급이나 출산을 결정했기 때문에 보육시설을 이용한 것인지 아니면 보육시설의 이용이 용이했기 때문에 노동공급이나 출산 결정을 하게 된 것인지 구분해내기가 어려운 내생성의 문제가 있다. 반면 거주지역의 보육시설공급률은 대체로 외생적으로 주어지며 여성이 스스로 결정하는 요인이 아니기 때문에 여성 노동 및 출산 결정과의 내생성 문제가 보육시설 이용변수를 직접적으로 쓰는 것보다는 적다고 할 수 있다. 물론 사전적으로 여성이 보육시설공급률을 고려하여 거주지를 선택하였다면 이 경우에는 여전히 내생성의 문제가 존재할 수 있으며 본 연구에서 보육시설공급률 증가에 따른 효과는 부분적으로 이러한 내생성을 반영한 결과일 수 있다. 다만 본 연구의 목적이 보육시설공급률과 보육료 지원정책의 교차 효과를 살펴보는 것이기 때문에 보육료 지원정책 이후에 이주한 여성을 분석 대상에서 제외하게 되면 이러한 내생성 문제가 보육료 지원정책의 효과에서는 최소화될 수 있다. 따라서 이후의 분석에서는 보육료 지원정책 이전에 거주지 결정이 끝난 여성만을 이용함으로써 이러한 내생성이 제도적 효과분석에 미치는 영향을 줄였다.

한편 보육시설 이용 아동수 통계가 있음에도 보육시설공급률을 쓰는 것은 보육시설 이용 아동수가 수요요인을 함께 반영하고 있기 때문이다. 일례로 보육시설이 충분히 공급되어 있지만, 수요가 적은 지역에서는 보육시설을 이용하는 아동수 자체가 적어 보육비율이 낮은 것처럼 보일 수 있다. 반면 보육시설이 아동수 대비 상당히 부족함에도 불구하고 모든 아동들이 보육시설을 이용하면 보육시설 정원수 대비 보육아동수 비율이 높을 수 있다. 이런 경우 보육시설 이용 아동수 데이터를 이용하면 보육시설 이용 수요가 높기 때문에 보육시설 이용 아동도 많고 여성의 노동공급 수준도 높은 관계를 도출할 수 있다. 반면 보육시설 정원수를 이용하여 공급률을 산정하면 수요요인의 영향을 줄일 수 있다.

보육시설공급률은 0~5세 아동수 대비 어린이집 및 유치원에 입소 가능한 정원수로 아동들이 어린이집이나 유치원에 입소할 수 있는 확률에 대한 변수이다. 시군구 단위의 보육시설공급률 변수를 생성하기 위해서는 보건복지부에서 2009년부터 매년 공개하는 보

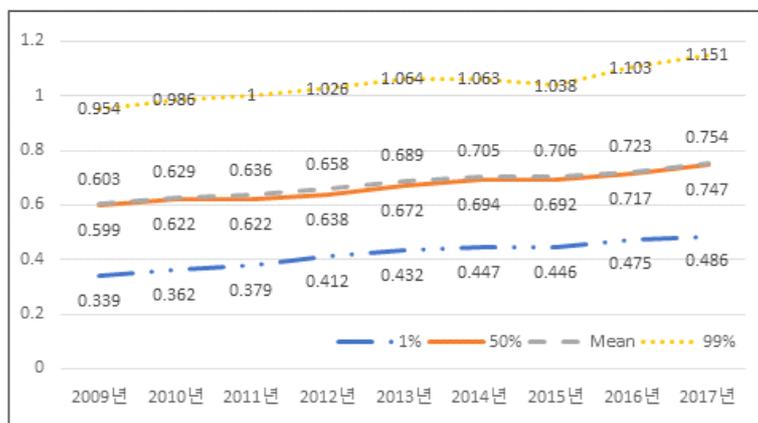
육통계자료의 어린이집 정원수 데이터와 한국교육개발원의 교육기본통계조사에서 공개하는 유치원 학급수 데이터, 그리고 행정자치부의 연령별 주민등록인구 자료가 필요하다. 변수는 다음과 같이 산정하였다.

$$\text{보육시설공급률}_{jt} = \frac{\text{어린이집정원수}_{jt} + [\text{유치원학급수}_{jt} \times 22\text{명}]}{0-5\text{세아동수}_{jt}}$$

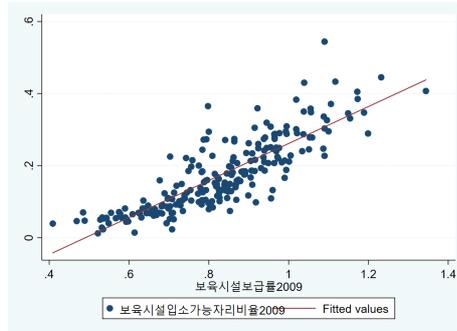
유치원의 경우 정원수 자료 대신 현원수와 학급수 자료만 공개하고 있어 이들을 이용하여 정원수를 추정하여야 한다. 이에 본 연구는 학급당 평균 학생 수를 정원추정에 이용하였다. 한국교육개발원에서 제공하는 교육통계DB에 따르면 2010년 기준 유치원의 학급당 평균 학생 수는 21명으로 추산되고 있으나 특별/광역시 경우 22.5명, 중소도시는 21.9명, 읍면지역은 16.9명, 도서벽지는 12.2명으로 지역별 격차를 보이고 있다. 이에 본 연구는 상대적으로 취학률(정원대비 현원수)이 높은 도시지역을 기준으로 하여 학급당 약 22명의 정원이 존재한다고 가정하여 보육시설공급률을 산정하였다.

산출한 데이터를 바탕으로 살펴보면 보육시설공급률은 매년 증가하는 추세다. [그림 1]의 연도별 퍼센타일별 보육시설공급률을 살펴보면 공급률이 가장 적은 지역부터 공급률이 가장 많은 지역까지 전반적으로 공급률은 증가하는 추세였음을 알 수 있다. 보육시설공급률이 가장 낮은 곳과 가장 높은 곳 간의 격차는 2배로 나타나 보육시설 공급의 지역 간 차이가 상당히 크다는 것을 알 수 있다.

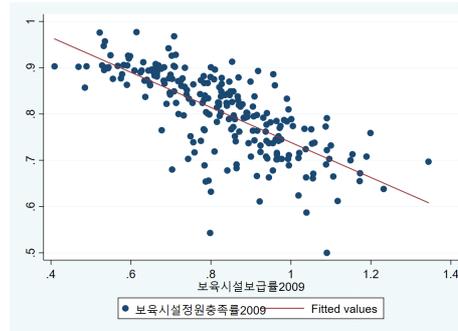
[그림 1] 연도별 퍼센타일별 보육시설공급률



[그림 2] 보육시설 입소가능자리 비율과 보육시설공급률



[그림 3] 보육시설 정원충족률과 보육시설공급률



보육시설공급률은 아동이 어린이집에 입소 가능한 자리 비율을 측정한다는 의미에서 현원수 데이터 대비 수요적 요인의 영향을 비교적 적게 받는 변수이다. 그러나 여전히 수요에 따라 공급이 결정될 수 있다는 우려가 있기에 본 논문에서는 보육시설공급률을 보조하는 변수로서 두 가지 변수를 추가로 이용하여 논문의 분석 결과에 대한 강건성 분석에 이용하였다.

첫째는 보육시설의 정원충족률 데이터이다. 정원충족률은 보육시설의 정원수 대비 현원수에 관한 데이터로써 시군구별 보육시설공급률이 수요가 많은 곳에서만 많이 공급되는 것은 아닌지를 교차확인 할 수 있는 변수이다. [그림 2]를 통해 보육시설공급률과 정원충족률 간 상관관계를 살펴보면 보육시설공급률이 낮을수록 정원충족률이 높아진다는 것을 체계적으로 확인할 수 있다. 이는 공급률 변수가 보육시설공급률이 높을수록 수요도 많아 정원충족률이 높아질 수 있다는 우려로부터 비교적 자유롭다는 것을 의미한다.

두 번째는 보육시설의 입소가능자리 비율 데이터이다. 입소가능자리 비율은 보육시설에서 실제로 입소가능한 자리가 아동수 대비 얼마나 많은지를 보여주는 변수로써 「(정원수-현원수)/아동수」로 측정하였다. [그림 3]을 살펴보면 공급률이 높은 지역일수록 실제 입소가능한 자리 비율이 높아지고 반면에 공급률이 낮은 지역일수록 실제 입소가능한 자리 비율은 낮아짐을 확인할 수 있다. 만약 수요가 많은 곳에 공급이 많은 문제가 있었다면 이 지표는 공급률이 높을수록 정원충족률도 높은 값을 보여주었을 것이다. 그러나 우리의 변수는 둘 간에 반비례 관계가 있음을 보여주고 있고 이는 공급률이 높을수록 보육시설 입소가 쉽다는 우리 연구의 가정이 무리한 것이 아님을 보여준다.

〈표 1〉 보육시설공급률과 시군구 주요 변수 간 상관관계

	보육시설 공급률	1인당 복지지출액	전체 세수액	1인당 세수액	주택매매 가격지수	주택전세 가격지수
보육시설 공급률	1.000					
1인당 복지지출액	-0.366*	1.000				
전체세수액	-0.441*	0.248*	1.000			
1인당 세수액	-0.118*	-0.097*	0.499*	1.000		
주택매매 가격지수	-0.050	-0.321*	0.170*	0.178*	1.000	
주택전세 가격지수	0.496*	-0.073	-0.241*	-0.041	0.299*	1.000

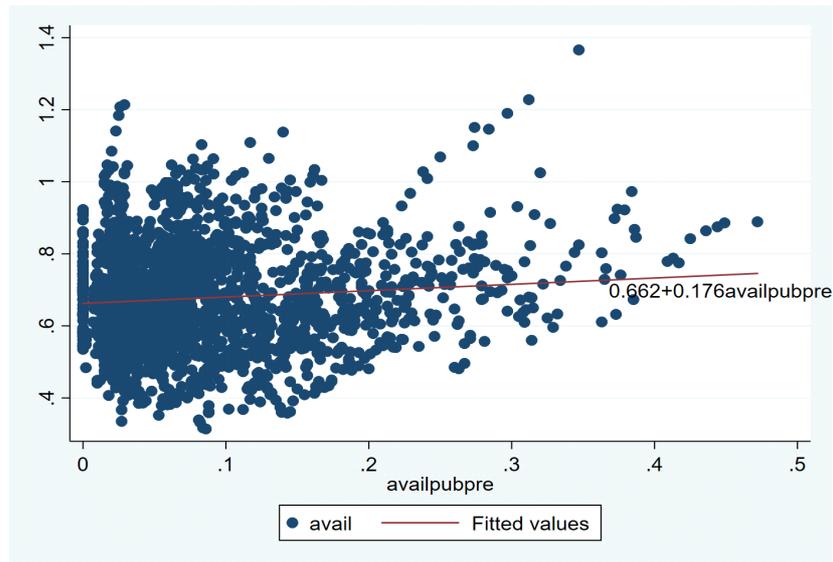
Standard errors in parentheses *: p<0.1

그렇다면 보육시설공급률은 어떻게 결정되는 것일까? 이에 대한 대답은 영유아보육법 제12조에서 엿볼 수 있다. 해당법에 따르면 영유아보육법상 어린이집은 도시 저소득주민 밀집 주거지역이나 농어촌지역 등 시·군·구의 취약지역에 우선 설치하게 되어있다. 취약 지역이란 어린이집 미설치 읍면동 등을 의미한다. 즉 어린이들이 많지 않더라도 보육에서 소외되는 어린이들이 없도록 어린이집을 설치하도록 하는 규정이 있기 때문에 공급률이 입소가능한 아동수 등의 수요와는 다소 무관한 것으로 보인다. 시군구의 1인당 복지 지출액이나 세수액, 1인당 세수액 등과 보육시설공급률이 음의 관계를 보이는 것도 이러한 맥락에서 이해할 수 있다. <표 1>의 상관관계는 1인당 복지지출액이나 전체 세수액, 1인당 세수액 등과 보육시설공급률 간의 음의 관계가 유의함을 보여주는데, 이는 시군구의 재정이 열악한 취약지역일수록 오히려 보육시설공급률은 높다는 것을 보여준다. 지역별 보육시설공급률의 격차는 이러한 정책적 흐름에서 발생하는 것으로 이해할 수 있다.

한편 국공립 어린이집의 공급에 대하여도 동일한 변수를 생성하여 분석에 이용하였다. 변수는 0~5세 아동수 대비 국공립 어린이집 정원수를 산정하여 생성하였으며 그 지역의 아동 중 국공립 어린이집에 수용 가능한 비율로 정의하였다.

$$\text{국공립어린이집공급률}_{jt} = \frac{\text{국공립어린이집정원수}_{jt}}{0-5\text{세아동수}_{jt}}$$

[그림 4] 보육시설공급률과 국공립 어린이집 공급률 간의 상관관계



[그림 4]에서 보육시설공급률과 국공립 어린이집 공급률 간의 관계를 살펴보면 약한 정의 관계이기는 하나 그 정도가 크지 않다. 민규량(2019)에 따르면 국공립 어린이집 공급률이 높다는 것은 양적 지표라기보다는 더 질 높은 보육서비스를 제공하고 있음을 의미하기 때문에 국공립 어린이집 공급률이 출산율에 미친 영향을 살펴보는 것은 보육시설의 질적 지표들이 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 단초를 제공한다.

2. 보육료 지원정책

국내의 보육 지원정책 확대 내용을 구체적으로 살펴보면 2010년에는 영유아 가구소득 하위 50% 이하 가구에 대해서만 보육료를 100% 지원하였으나 2012년에는 0~2세 및 5세의 모든 소득계층에 대하여 지원을 확대하였다. 반면 3~4세의 경우 2013년 후에야 모든 소득계층에 지원을 확대하였다. 이상 정책 시행 전후의 수혜대상자 변화를 정리하면 <표 2>와 같다.

〈표 2〉 보육료 지원정책의 연도별 지원대상 변화

	2010년	2011년	2012년	2013년 이후
영유아가구 소득 50% 이하	100% 지원			
영유아가구 소득 50%~70%	0~4세 차등 지원 5세 100% 지원		100% 지원	
영유아가구 소득 70% 이상	지원 없음		0~2세, 5세 100% 지원 3~4세 지원 X	100% 지원

본 연구에서는 이러한 정책적 변이를 이용하여 다음과 같이 분석한다. 첫째로 2012년에는 0~2세만 무상보육이 확대되었던 것을 정책적 변이로 이용하여 3~4세와 비교하였을 때 보육시설공급률이 높은 곳에 거주한 여성에서 노동공급의 효과가 달랐는지를 분석한다. 둘째로 2012년~2013년에 무상보육이 전격적으로 도입되었던 변이를 이용하여 정책 전후를 2012년 이전과 2013년 이후로 정의하고 보육시설공급률과 국공립 어린이집 공급률에 따라 아래에서 설명할 유배우 합계출산율이 어떻게 달라졌는지를 분석한다.

3. 유배우 합계출산율

보육료 지원정책은 일과 가정의 양립이라는 큰 틀에서 일차적으로 결혼한 부부의 출산 결정에 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있음에도 불구하고 기존의 연구들은 자료상의 제약 때문에 특정 지역의 출생아 수, 합계출산율, 조출생률 등을 출산율의 지표로 이용하였다(박창우·송헌재, 2014; 김우영·이정만, 2018; Hong et al. 2016). 이 연구들은 지역적인 유배우 비율의 차이를 고려하기 위해 각 지역 조혼인율을 통제하는 방법을 이용하였다. 그러나 조혼인율은 정책대상이 되는 인구집단의 유배우 비율을 정확하게 반영하지 못하는 문제가 있다. 예컨대 어떤 지역에 중년 이상 연령의 인구 비중이 높으면 조혼인율이 높게 측정되겠지만 출산 가능성이 높은 연령대 여성의 유배우 비율은 낮을 수도 있다. 따라서 기존 연구들이 이용한 출산율 지표들은 유배우 출산율뿐만 아니라 혼인율 및 유배우 여성의 비율에 의해 영향을 받았을 것으로 추측된다.

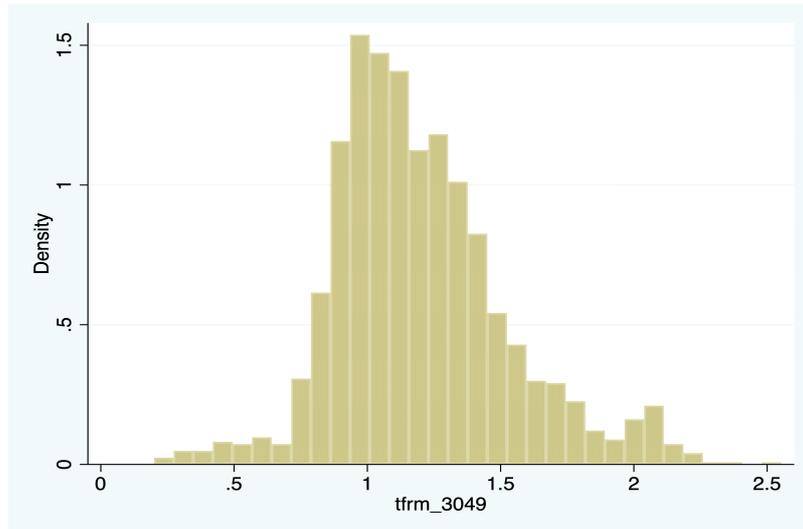
반면 최근의 연구는 무배우 인구의 결혼 결정과 유배우 인구의 출산 결정이 다른 요

인에 의해 결정된다는 것을 보여준다. 예컨대 1991~2010년 연도별·시군구별 자료를 이용한 이철희(2012)의 분석 결과에 따르면 무배우 혼인율과 유배우 출산율이 역의 관계를 나타낸다. 또한, 무배우 혼인율과 유배우 출산율은 각 연도 및 시군구의 특성들(예컨대 출산지원금, 보육시설, 복지예산 비율, 1인당 지방세 규모, 주거비용 등)과 완전히 상이한 관계를 나타내는 것으로 분석된 바 있다(이철희 2018). 이러한 이유로 결혼한 부부의 출산결정과 관련된 정책의 효과를 정확하게 분석하기 위해서는 유배우 출산율의 지표를 추정하여 분석에 이용할 필요가 있다.

이 연구는 이철희(2012; 2018)의 방법을 이용하여 혼인상태에 따라 구분한 여성들의 출산율을 추정하여 이용하기 위해 다음 두 가지 종류의 데이터를 결합하는 작업을 수행하였다. 첫째, 인구동향조사를 이용하여 출산율의 분자에 해당하는 여성의 특성별 출산수를 계산하였다. 둘째, 전 국민을 모집단으로 하는 인구자료(추계인구, 인구센서스, 주민등록자료 등)를 이용하여 출산율의 분모에 해당하는 인구특성별 여성인구를 추계하였다. 그리고 출산율의 분자와 분모는 여성인구의 사회경제적 특성 및 지역을 매개로 하여 연결하였다. 예컨대 2005년 특정 시군구의 25-29세 대졸 유배우 여성의 출산율은 2005년 인구동향조사 원시자료에서 계산한 해당 시군구 25-29세의 대졸 유배우 여성에게서 태어난 출생 수를 같은 연도의 주민등록인구에서 계산한 동일한 인구특성을 가진 여성의 연앙인구(mid-year population)로 나누어 계산하였다. 각 시군구의 성별, 연령별, 혼인상태별 자료의 경우 통계청에서 추계인구를 제공하지 않기 때문에 2000~2015년까지의 인구주택센서스 원시자료 표본을 이용하여 각 센서스 연도에 대해 각 시군구의 성별, 연령별, 혼인상태별 인구의 교육수준별 분포를 계산한 다음 이것을 주민등록인구에서 얻은 성별, 연령별, 혼인상태별 인구에 적용하여 계산하였다. 센서스 연도가 아닌 연도의 모수는 선형보간(linear interpolation) 기법을 이용하여 추정하였다.

한편 이 연구는 전체 유배우 합계출산율뿐만 아니라 출생순위별 유배우 합계출산율도 함께 추정하여 분석에 이용하였다. 각국의 정부가 실시한 가족정책의 효과는 출생순위별로 상이하다는 결과들은 이미 선행연구들을 통해 제시되어 왔으며(Gauthier and Hatzis, 1997; Cohen et al., 2013; Riphahn and Wijnck, 2017; Garganata et al., 2017) 따라서 출생순위별 유배우 출산율을 분석에 도입하는 것이 적절하다고 할 수 있다. 출생순위별 유배우 합계출산율의 경우 1995년 이후 인구센서스 마이크로표본을 이용하여 각 시군구 연령별 여성인구 가운데 자녀가 없는 유배우 여성인구, 자녀가 1명인 유배우 여성인구, 자녀가 2명 이상인 유배우 여성인구의 비율을 추정하였다. 센서스 연도가 아닌 연도의

[그림 5] 시군구별 30~49세 유배우 출산율 분포



인구 비율은 선형보간(linear interpolation) 기법을 이용하여 추정하였다. 여기에 각 시군구별 주민등록인구를 적용하여 각 연도, 시군구, 연령별로 무자녀 유배우 여성인구, 1자녀 유배우 여성인구, 2자녀 이상 유배우 여성인구를 추정하였다. 각 연도, 시군구, 연령별, 출생순위별 출생아 수는 인구동향조사에서 추정하였다. 이 두 추정치를 결합하면 출생순위별 유배우 출산율을 계산할 수 있다. 예컨대 특정 시군구 30-34세 유배우 여성의 첫째 자녀 출산율은 해당 시군구, 연령의 첫째 출생아 수를 해당 시군구, 연령의 무자녀 유배우 여성인구로 나누어 계산하였다.

본 연구에서는 30-34세, 35-39세, 40-44세, 45-49세 유배우 출산율을 합산하여 30세에 결혼하는 여성들이 가질 것으로 기대되는 자녀 수(30~49세 유배우 출산율)도 분석에 함께 이용하였다. 이는 현재 평균적인 여성 초혼 연령을 반영한 지표이다. 30~49세의 유배우 출산율은 평균 1.2명으로 추산되는 가운데 [그림 5]를 보면 지역별 편차는 충분히 크다고 할 수 있다.

4. 노동패널조사

영유아모의 노동공급 관련 자료로는 한국노동패널조사 2010~2012년 만 0~4세 자녀를

둔 여성의 주된 일자리 유무와 주간 노동참여 시간을 이용하였다. 또한 본 연구에서는 패널데이터라는 특성을 이용, 노동참여와 관련하여 노동공급 변화가 어디로부터 비롯된 것인지를 관찰하는 변수로서 신규취업 여부와 경력유지 여부 데이터를 이용하기로 한다. 신규취업 여부 변수는 전기에 직업이 없었는데 금기에 생긴 경우 1, 아니면 0을 가지는 변수로써 전기에 미취업 상태였던 영유아모만을 대상으로 한다. 경력유지 여부는 전기에 직업이 있었는데 금기에도 직업이 있는 경우 1, 아니면 0을 가지는 변수로써 전기에 취업 상태에 있던 영유아모만을 대상으로 한다.

〈표 3〉 영유아모의 가구 및 개인의 특성에 대한 요약 통계량

		0~2세	3~4세	(3~4세)-(0~2세)
2010~ 2011년 (정책 이전)	관측수 (명)	766	352	-
	직업유무	0.313	0.384	0.070** (0.030)
	교육수준	0.687	0.662	-0.025 (0.030)
	연령 (세)	32.29	33.52	1.236*** (0.244)
	부채총액 (만원)	3016.3	3252.3	235.9 (423.88)
	소득총액 (천원)	4299.2	4402.9	103.6 (187.05)
	자녀수 (명)	1.504	1.494	-0.010 (0.036)
	가구원수 (명)	3.564	3.568	0.004 (0.042)
	자산총액 (만원)	1585.1	1435.4	-149.7 (190.81)
	배우자연령(세)	34.705	36.241	1.536*** (0.268)
	배우자교육수준	0.758	0.758	0.000 (0.028)
	배우자소득(만원)	243.45	249.10	5.645 (9.118)
2012년 (정책 이후)	관측수 (명)	389	180	-
	직업유무	0.334	0.428	0.094** (0.043)
	교육수준	0.743	0.644	-0.098 (0.041)
	연령 (세)	32.49	34.71	2.212*** (0.342)
	부채총액 (만원)	3363.7	3386.2	22.54 (542.65)
	소득총액 (천원)	4753.0	4756.6	3.597 (232.02)
	자녀수 (명)	1.535	1.500	-0.035 (0.055)
	가구원수 (명)	3.609	3.567	-0.043 (0.063)
	자산총액 (만원)	1811.37	1671.9	-139.4 (311.11)
	배우자연령(세)	34.718	36.852	2.135*** (0.376)
	배우자교육수준	0.815	0.706	-0.109** (0.037)
	배우자소득(만원)	263.73	293.38	29.65** (15.27)

영유아모의 가구 및 개인 특성에 대한 요약통계량으로서 <표 3>을 살펴보면 직업 유무와 근무시간에서 0~2세보다 3~4세가 평균적으로 많은 것이 관찰되었으며 영유아모의 연령 및 배우자의 연령 역시 통계적으로 유의하게 3~4세가 더 많은 것으로 관찰된다. 그러나 전반적으로 영유아모의 교육수준이나 부채 및 가구소득 총액 등에 있어서는 큰 차이를 발견할 수 없었다. 본 요약통계량에 있는 자료들은 이후 분석에서 통제변인으로 활용하였다.

IV. 분석 결과

1. 보육료 지원이 영유아모 노동공급에 미친 효과: 보육시설 공급 정도에 따른 차이

본 연구는 영유아의 연령별로 보육료 지원정책 효과가 달랐고 정책이 효과가 있으려면 보육시설 공급이 충분해야 한다는 가설을 검증하기 위하여 삼중차분 분석을 하였다. 분석모형은 다음과 같다.

$$Y_{ijt} = \alpha + \theta_1(D_{Year} \times D_{Treatment} \times S_{jt}) + \theta_2(D_{Year} \times S_{jt}) + \theta_3(D_{Treatment} \times S_{jt}) + \theta_4(D_{Year} \times D_{Treatment}) + \theta_5 D_{Year} + \theta_6 D_{Treatment} + \theta_7 S_{jt} + \gamma X_{it} + \epsilon_{it}$$

분석모형은 2010년과 2011년을 보육지원확대정책 이전($D_{year} = 0$), 2012년을 보육지원확대정책 이후($D_{year} = 1$)로 정의하고, 3~4세 유아모($D_{Treatment} = 0$) 대비 0~2세 영아모($D_{Treatment} = 1$)의 노동공급 변화를 시군구 단위의 보육시설공급률(S_{jt})에 따라 어떻게 달라졌는지 살펴보았다. 이때에 보육시설공급률은 분석 직전 연도인 2009년 12월 기준으로 산정한 공급률로 고정하여 분석하였다. 이는 연도별로 다른 공급률을 쓰는 경우 이동수 변화에 따른 공급률 변화요인이 분석 결과에 반영되어 어떤 요인에 의해 유의한 결과가 도출되었는지가 복잡해지고 해석의 어려움이 발생하기 때문이다.

분석 대상으로는 정책 이후에 거주하는 시군구가 바뀌지 않은 0~4세의 영유아모만을 대상으로 하였다. 이는 보육시설 이용을 위하여 실제로 이주하는 여성들이 있으며 이로 인하여 정책적 효과가 과대 또는 과소평가될 여지가 있다는 점을 반영한 것이다. 민규량

(2019)에 따르면 국공립 어린이집이 증가하게 되면 영유아모들은 이러한 시설을 이용하기 위하여 이주를 감행하게 되고 이는 어린이집 공급에 따른 노동공급 증가 효과를 과대평가하게 되는 요인이 되기도 한다. 이러한 우려는 비단 국공립 어린이집에 국한된 것이 아닐 수 있기 때문에 이를 반영한 연구가 이루어질 필요가 있다. 본 연구의 경우 보육시설이 충분한 지역에서 보육료 지원정책의 효과가 유의했는지 살펴보는 삼중차분 모형을 이용하고 있기 때문에 보육료 지원 이전에 보육시설공급률이 높은 지역을 사전적으로 선택한 여성에 따른 취업률 효과는 θ_2 , θ_3 , θ_7 에서 잡아줄 것으로 기대되며 보육료 지원정책에 따른 추가적인 효과는 θ_1 이 잡아낼 것으로 기대된다. 그런데 만약 보육료 지원정책 이후에 이사를 하였다면 이는 보육시설공급에 따른 효과와 보육료 지원의 효과를 함께 잡아내는 θ_1 에 값이 나타날 수 있는 우려가 있다. 따라서 보편적 보육료 지원정책의 시행된 이후에 이주하지 않은 여성들만을 대상으로 분석하는 것은 θ_1 이 과대평가될 우려를 어느 정도 완화시켜 준다고 할 수 있다.

Y_{ijt} 는 영유아모의 노동공급 관련 변수로 1) 주된 일자리 유무, 2) 신규취업 여부, 3) 경력유지 여부를 이용하였다. X_{it} 는 개인, 가구, 배우자의 특성, 그리고 보육시설 공급과 영유아모의 노동에 영향을 미칠 수 있는 시군구 및 시도별 특성변수를 나타낸다. 가구 관련 변수로는 가구원의 수, 가장 어린 자녀의 나이, 가장 큰 자녀의 나이, 자녀의 수, 자산과 부채 등을 포함하였고, 영유아모 관련 변수로는 영유아모의 연령, 영유아모의 교육수준 등을, 배우자 관련한 변수는 연령, 교육수준, 소득 등을 포함하였다. 마지막으로 시군구 및 시도별 특성변수로는 시군구 단위의 출산장려금, 세수액, 1인당 세금징수액 및 복지지출액, 주택가격, 전세가격, 시도단위의 경제활동률, 사업체의 수, 실업률 그리고 거주시도 더미 등을 분석에 포함하였다.

한편 2012년 이후 어린이집은 입소 가산점에 따라 입소 우선순위가 결정되는데, 5세 이하 영유아가 2명 이상인 경우에 입소 가산점이 부여된다. 따라서 보다 입소가 용이한 다자녀 가구인지 혹은 한 자녀 가구인지 여부에 따라 정책의 효과가 다를 수 있다. 구체적으로 영유아보육법시행규칙 제29조 2항에 따라 어린이집 입소는 점수제로 운영이 되는데, 2012년 당시에는 맞벌이인 경우 100점, 5세 이하 영유아가 2명 이상인 경우 100점, 기초생활 수급자인 경우 100점 등의 가산점을 받았으며 최종적으로는 이러한 항목 점수를 합산하여 점수가 높은 사람이 최우선적으로 어린이집에 입소를 할 수 있었다. 예를 들어 맞벌이 다자녀 가구의 자녀는 가산점 200점을 받는데, 이는 맞벌이 한 자녀 가

〈표 4〉 보육료 지원 확대 정책이 영아모의 노동공급에 미친 영향(DID)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	전체	직업유무 한자녀	다자녀	전체	신규취업 한자녀	다자녀	전체	경력유지 한자녀	다자녀
보육료지원확대 ×영아모	-0.051 (0.060)	-0.084 (0.095)	-0.062 (0.078)	-0.083 (0.056)	-0.171** (0.085)	-0.003 (0.073)	0.054 (0.075)	0.159 (0.103)	-0.052 (0.113)
보육료지원확대	0.027 (0.055)	0.059 (0.076)	0.035 (0.075)	-0.013 (0.057)	0.011 (0.082)	-0.014 (0.077)	0.038 (0.080)	0.062 (0.133)	0.055 (0.115)
영아모	-0.143*** (0.052)	-0.121 (0.085)	-0.088 (0.070)	-0.027 (0.051)	0.078 (0.085)	-0.107* (0.063)	-0.282*** (0.080)	-0.444*** (0.156)	-0.181 (0.119)
절편	0.364 (1.464)	0.536 (2.261)	1.084 (2.051)	-0.504 (1.467)	-0.262 (2.278)	-0.353 (2.068)	1.056 (2.300)	3.885 (4.224)	3.465 (2.915)
X_{ijt} 통제	O	O	O	O	O	O	O	O	O
Observations	1,234	611	623	877	436	441	357	175	182
R-squared	0.172	0.160	0.326	0.085	0.134	0.148	0.171	0.274	0.337

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

구가 받게 되는 100점보다 높은 점수이기 때문에 대기 기간과 상관없이 우선 입소할 수 있는 시스템이다. 동일 점수 내에서는 대기 기간이 보다 긴 경우에 입소 우선순위가 부여된다. 이와 같은 정책 구조하에서는 다자녀 가구와 한 자녀 가구 간의 정책수혜 정도가 다를 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 한 자녀만 가진 가구와 두 명 이상의 영유아 자녀를 가진 가구를 구분하여 분석한 결과를 보고한다. 분석에서는 시군구 단위로 클러스터링한 표준오차를 이용하였다. 이는 시군구 내에서 반복적으로 관측되는 패널 자료의 특성상 공분산의 문제가 발생할 수 있기 때문이다.

<표 4>는 보육시설공급률을 반영하지 않은 분석 결과를 보고한다. 여기서는 보육료 지원정책이 직업 유무나 신규취업, 경력유지에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 마이크로데이터를 이용하여 보육료 지원정책의 효과를 분석하였던 서민희, 이해민(2014), 홍석철 외(2012), 김정호·홍석철(2013)의 연구 결과와 일치하는 것으로서 전반적으로 보육료 지원의 확대 정책이 영유아모의 노동공급을 유의하게 증가시킨다는 증거는 발견하기 어려운 것으로 보인다.

보육시설공급률을 고려한 <표 5>의 연구 결과를 살펴보더라도 정책 이후에 이주하지 않았던 전체 영유아모를 대상으로 분석한 결과는 보육료 지원정책, 보육시설공급률 등이 직업 유무나 신규취업, 경력유지의 모든 종속변수에 대해서 유의하지 않으며 이들의 교

차항도 유의하지 않은 것으로 나타난다. 즉 보육료 지원정책 자체가 전반적인 영유아모의 노동공급을 증가시킨다는 증거는 발견하기가 어려웠다. 반면 자녀 수를 고려한 분석에서 살펴보면 (7)과 (9)의 분석이 유의하게 양의 값을 가지는 것으로 나타난다. 즉 보육시설공급률이 높아지면 보육료 지원 확대 정책이 유의하게 다자녀 영유아모의 경력유지에는 영향을 미치고 있음을 시사한다.¹⁾

〈표 5〉 보육시설공급률을 고려한 보육료 지원 확대 정책이 영아모의 노동공급에 미친 영향

VARIABLES	(1)	(2) 직업유무		(4)	(5) 신규취업		(7)	(8) 경력유지		(9)
	전체	한자녀	다자녀	전체	한자녀	다자녀	전체	한자녀	다자녀	
보육료지원확대 ×영아모 ×보육시설공급률	0.345 (0.403)	-0.069 (0.598)	0.295 (0.603)	0.005 (0.438)	0.185 (0.634)	-0.057 (0.631)	1.100* (0.601)	1.012 (0.703)	1.962* (1.092)	
보육료지원확대 ×보육시설공급률	-0.347 (0.354)	-0.237 (0.520)	-0.068 (0.518)	0.022 (0.403)	-0.411 (0.594)	0.311 (0.587)	-0.739* (0.436)	-0.776 (0.644)	-1.152* (0.637)	
영아모 ×보육시설공급률	-0.261 (0.249)	0.304 (0.382)	-0.358 (0.342)	-0.184 (0.241)	-0.167 (0.356)	-0.193 (0.321)	-0.387 (0.378)	0.113 (0.550)	-1.172* (0.626)	
보육료지원확대 ×영아모	-0.296 (0.294)	-0.022 (0.438)	-0.268 (0.437)	-0.085 (0.316)	-0.300 (0.467)	0.035 (0.448)	-0.716* (0.421)	-0.514 (0.478)	-1.434* (0.778)	
보육시설공급률	0.192 (0.267)	-0.322 (0.384)	0.395 (0.352)	0.057 (0.233)	0.015 (0.334)	0.061 (0.341)	0.235 (0.313)	-0.227 (0.422)	0.587 (0.568)	
보육료지원확대	0.279 (0.262)	0.233 (0.387)	0.073 (0.381)	-0.031 (0.295)	0.321 (0.441)	-0.246 (0.425)	0.558* (0.311)	0.592 (0.437)	0.871* (0.495)	
영아모	0.045 (0.189)	-0.344 (0.294)	0.166 (0.249)	0.103 (0.178)	0.198 (0.279)	0.028 (0.228)	-0.014 (0.283)	-0.536 (0.437)	0.633 (0.472)	
절편	0.217 (1.483)	0.723 (2.283)	0.654 (2.103)	-0.581 (1.484)	-0.144 (2.272)	-0.646 (2.099)	0.850 (2.276)	3.996 (4.229)	2.586 (3.002)	
X_{ijt} 통제	O	O	O	O	O	O	O	O	O	
Observations	1,234	611	623	877	436	441	357	175	182	
R-squared	0.173	0.164	0.329	0.086	0.139	0.152	0.180	0.288	0.365	

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 우리나라의 시군구가 250개인데 반해 현재 이용하는 노동패널의 표본수는 175~1,234명에 불과하기 때문에 대부분의 추정 결과들이 통계적으로 유의하지 않은 것은 작은 표본수로 인한 통계적 파워의 부족일 수 있다. 따라서 계수가 유의하지 않다는 결과가 정책의 효과가 전혀 없음을 보여준다고 장담하기는 부족한 부분이 있다. 다만 이런 약조건 속에서도 다자녀모의 경력유지 측면에서는 유의한 결과를 도출해냈다는 점에서 본 제도가 부분적으로나마 효과가 있다고 볼 수 있다.

〈표 6〉 보육시설공급률을 고려한 보육료지원확대정책이 다자녀 영유아모의 경력유지에 미친 영향

	보육시설공급률=0의 효과		
	유아모(c)	영아모(d)	순수효과(d-c)
보육료지원확대 전(a)	2.586 (3.002)	3.219 (3.005)	0.633 (0.472)
보육료지원확대 후(b)	3.457 (3.102)	2.656 (3.283)	-0.801 (0.590)
순수효과(b-a)	0.871* (0.495)	-0.563 (0.620)	-1.433* (0.778)

	보육시설공급률 증가에 따른 효과		
	유아모(g)	영아모(h)	순수효과(h-g)
보육료지원확대 전(e)	3.173 (2.960)	2.634 (2.992)	-0.539*** (0.207)
보육료지원확대 후(f)	2.892 (2.974)	2.881 (2.942)	-0.011 (0.269)
순수효과(f-e)	-0.281 (0.196)	0.247 (0.244)	0.528 (0.342)

	보육시설 공급률 증가에 따른 보육료지원확대정책의 효과		
	보육시설공급률 증가 에 따른 순수효과(j)	보육시설공급률 0에서의 순수효과(k)	순수효과 (j-k)
순수효과=(f-e)-(b-a)	0.528 (0.342)	-1.433* (0.778)	1.962* (1.092)

일반적으로 이해가 직관적인 이중차분 분석과 달리 삼중차분 분석의 경우 정책 두 개에 대한 상대적 효과를 살펴보는 것이기 때문에 해석이 복잡한 측면이 있다. 본 연구는 이러한 삼중차분항의 이해를 돕기 위해 <표 5>에서 (9)의 삼중차분항 효과를 분해하여 퍼본 <표 6>을 구성하였다.

우선 보육시설공급률에 대한 효과를 제외한 보육료 지원확대 전후의 유아모에 대한 순수효과를 살펴보면 오히려 경력유지율의 순수효과(b-a)는 -1.433으로 음의 효과가 도출된다. 보육료 지원이 확대되면 보육시설에 대한 수요는 급증하는데, 이로 인해 영아모들의 경력유지율이 감소하는 효과가 바로 이 계수값의 의미이다. 실제로 2012년 무상보육제도가 영아들을 대상으로 도입되자 1~2월 두 달간 보육료 신청 건수가 32만 건으로 2011년 대비 20만 건 가까이 늘어났다(MBN, 2012.3.22²⁾). 보육실태조사에 따르면 2009년에

는 입소대기 영유아가 있는 어린이집 비율이 35.6% 수준이었으나 2012년에는 64.2%로 약 29%p 증가하였을 뿐 아니라 어린이집 1개소당 평균 대기 영유아수도 33.34명에서 60.0명으로 증가하였다. 즉 보육료 지원정책 자체는 오히려 어린이집 입소를 치열하게 하여 영아모들의 경력유지 확률을 감소시켰음을 뜻한다.

반면 보육시설의 공급이 증가하면서 점차 아동들의 어린이집 입소가 쉬워지고 이에 따라 영아모의 경력유지에 양의 효과가 나타남을 확인할 수 있다. 구체적으로 보육시설 공급률 증가에 따른 순수효과(f-e)는 보육시설공급률이 1%p 증가하면 영아모의 경력유지 확률은 0.528%p 증가한다. 여기서 유의해야 할 점은 이 결과가 영아모의 경력유지율을 실질적으로 높였다는 뜻이 아니라 유아모 대비 제도 도입 이전 대비 상대적으로 높아졌다는 뜻이라는 점이다.

마지막으로 보육료 지원 확대에 따른 효과와 보육시설공급률 증가에 따른 중복효과의 순수효과는 (f-e)-(b-a)로 계산된다. 즉 보육시설 공급이 충분하지 않을 때와 대비하였을 때 보육시설 공급이 1%p 증가하게 되면 1.962%p 유의하게 증가하는 것을 확인할 수 있는데 이것이 바로 삼중차분 교차항이다. 결과적으로 보육료 지원정책 이후 보육시설공급률이 높아지게 되면 제도의 대상이었던 영아모는 제도의 대상이 아니었던 유아모 대비 경력유지 확률이 보육시설공급률 1%p 증가에 따라 1.962%p 높아진다고 해석할 수 있다.

한편 이상의 결과는 유아모의 경우 유치원+어린이집의 보육시설을 이용하고 영아모의 경우 어린이집만 이용하기 때문에 그러한 시설 이용 차이에서 발생한 결과일 수 있다. 즉 이용할 수 있는 시설의 공급률 차이에서 오는 결과를 배제하고 어린이집 공급률에 의한 효과만을 살펴보는 것이 제도의 효과를 순수하게 보는 데 보다 도움이 될 수 있다. 이에 보육시설에서 유치원을 제외하고 어린이집 공급률에 따른 효과만 살펴본 것이 <표 7> 이다. 결과를 살펴보면 경력유지에서 다자녀모에 대한 순수효과는 보육시설공급률 1%p 증가에 따라 2.328%p 증가하는 것으로 나타나 여전히 유의미하고 효과는 오히려 커졌음을 확인할 수 있다. 즉 유아가 이용할 수 있는 보육시설이 유치원으로 확대된 것이 오히려 영아모의 상대적 경력유지 확률은 적게 계산하는 효과가 있었음을 의미한다.

2) <https://www.mbn.co.kr/news/society/1170054>

〈표 7〉 어린이집 공급률을 고려한 보육료 지원 확대가 영아모 노동공급에 미친 영향

VARIABLES	(1)	(2)		(3)	(4)	(5)		(6)	(7)	(8)		(9)
	전체	직업유무 한자녀	다자녀	전체	신규취업 한자녀	다자녀	전체	경력유지 한자녀	다자녀	전체	한자녀	다자녀
보육료지원확대 ×영아모 ×어린이집공급률	0.296 (0.486)	-0.224 (0.701)	0.501 (0.720)	0.177 (0.525)	0.383 (0.736)	0.290 (0.739)	1.237* (0.711)	0.859 (0.760)	2.329* (1.351)			
보육료지원확대 ×영아모	-0.205 (0.262)	0.045 (0.380)	-0.318 (0.383)	-0.175 (0.281)	-0.369 (0.406)	-0.155 (0.386)	-0.580 (0.364)	-0.263 (0.396)	-1.262* (0.695)			
보육료지원확대 ×어린이집공급률	-0.234 (0.426)	0.015 (0.606)	-0.085 (0.623)	-0.109 (0.485)	-0.577 (0.688)	0.059 (0.687)	-0.837* (0.500)	-0.479 (0.602)	-1.686** (0.801)			
영아모 ×어린이집공급률	-0.254 (0.287)	0.449 (0.440)	-0.478 (0.394)	-0.285 (0.275)	-0.142 (0.400)	-0.400 (0.382)	-0.430 (0.436)	0.153 (0.632)	-1.367* (0.769)			
어린이집공급률	0.106 (0.296)	-0.526 (0.422)	0.415 (0.395)	0.173 (0.265)	-0.009 (0.364)	0.303 (0.400)	0.144 (0.358)	-0.332 (0.445)	0.564 (0.653)			
보육료지원확대	0.149 (0.233)	0.045 (0.335)	0.066 (0.339)	0.044 (0.262)	0.324 (0.378)	-0.053 (0.368)	0.472* (0.259)	0.298 (0.311)	0.957** (0.439)			
영아모	-0.010 (0.164)	-0.368 (0.255)	0.160 (0.215)	0.125 (0.152)	0.151 (0.240)	0.102 (0.201)	-0.066 (0.242)	-0.535 (0.387)	0.502 (0.425)			
절편	0.242 (1.474)	0.742 (2.279)	0.664 (2.080)	-0.630 (1.479)	-0.131 (2.279)	-0.631 (2.086)	0.941 (2.288)	3.850 (4.361)	3.195 (2.970)			
X_{ijt} 통제	O	O	O	O	O	O	O	O	O			
Observations	1,234	611	623	877	436	441	357	175	182			
R-squared	0.173	0.163	0.330	0.086	0.139	0.152	0.182	0.283	0.375			

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 8〉은 수요대비 공급률을 측정하는 변수로써 정원충족률을 이용한 분석도 실시하였다. 정원충족률은 보육시설의 공급 대비 수요가 얼마나 큰지를 보여주는 변수로써 정원수 대비 현원수를 이용하기 때문에 이 값이 클수록 공급된 보육시설이 대체로 수요되고 있음을 의미한다. 분석 결과를 살펴보면 여전히 다른 변수들은 유의하지 않은 가운데 다자녀모의 경력유지 변수의 경우 정원충족률에 큰 영향을 받는 것으로 나타난다. 정원충족률이 1%p 증가하면 다자녀모의 경력유지율은 보육시설이 적은 곳에서의 보육 지원 확대 및 영아모에 대한 효과 대비 5.8%p 감소하는 것으로 나타난다. 즉 보육시설의 정원충족률이 높다는 것은 그만큼 입소가 어려움을 의미하며 이것이 직접적으로 다자녀모의 경력유지 확률을 감소시킨다는 것을 볼 수 있다.

<표 8> 정원충족률을 고려한 보육료 지원확대가 영아모 노동공급에 미친 영향

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	전체	직업유무 한자녀	다자녀	전체	신규취업 한자녀	다자녀	전체	경력유지 한자녀	다자녀
보육료지원확대 ×영아모 ×정원충족률	-0.668 (1.236)	1.257 (1.844)	-1.839 (1.764)	-0.841 (1.269)	-0.052 (1.439)	-2.059 (1.879)	-2.373 (1.726)	-0.179 (2.020)	-5.873** (2.515)
보육료지원확대 ×영아모	0.526 (1.069)	-1.163 (1.602)	1.523 (1.519)	0.644 (1.097)	-0.123 (1.231)	1.776 (1.631)	2.098 (1.496)	0.322 (1.745)	4.979** (2.179)
보육료지원확대 ×정원충족률	0.503 (1.048)	-0.954 (1.452)	0.975 (1.562)	0.993 (1.159)	0.905 (1.273)	1.436 (1.743)	2.464* (1.277)	1.306 (1.642)	3.698** (1.696)
영아모 ×정원충족률	0.222 (0.796)	-1.887* (1.117)	1.287 (1.078)	0.332 (0.710)	-0.492 (1.006)	1.170 (0.938)	0.661 (1.176)	-1.087 (1.643)	2.832 (1.787)
정원충족률	0.044 (0.746)	1.674 (1.038)	-0.709 (0.978)	-0.275 (0.663)	0.277 (0.896)	-0.712 (0.926)	-0.797 (0.993)	-0.381 (1.294)	-0.705 (1.514)
보육료지원확대	-0.408 (0.905)	0.875 (1.258)	-0.804 (1.342)	-0.869 (1.001)	-0.772 (1.093)	-1.254 (1.510)	-2.077* (1.112)	-1.068 (1.472)	-3.067** (1.444)
영아모	-0.336 (0.685)	1.500 (0.961)	-1.204 (0.938)	-0.313 (0.612)	0.497 (0.852)	-1.122 (0.816)	-0.857 (1.018)	0.504 (1.416)	-2.631* (1.538)
절편	0.254 (1.565)	-0.683 (2.415)	1.501 (2.144)	-0.320 (1.508)	-0.562 (2.366)	0.053 (2.095)	1.385 (2.392)	4.650 (4.499)	3.745 (3.011)
X_{ijt} 통제	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Observations	1,234	611	623	877	436	441	357	175	182
R-squared	0.172	0.165	0.329	0.086	0.138	0.154	0.182	0.285	0.374

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

보육시설공급률을 보조하는 또 다른 변수로는 입소가능 정원의 비율 변수를 이용한 결과는 <표 9>와 같다. 결과를 살펴보면 역시 다자녀모에 대해서 보육료 지원 확대가 입소가능 정원 비율이 높을수록 다자녀모에서 특히 경력유지율이 높아지는 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 입소가능 비율이 1%p 증가하면 다자녀모에 대한 경력유지율이 5.54%p 증가한다.

〈표 9〉 입소가능자리 비율을 고려한 보육료 지원확대가 영아모 노동공급에 미친 영향

VARIABLES	(1)	(2) 직업유무		(4)	(5) 신규취업		(7)	(8) 경력유지		(9)
	전체	한자녀	다자녀	전체	한자녀	다자녀	전체	한자녀	다자녀	
보육료지원확대 ×영아모 ×입소가능비율	0.643 (1.058)	-0.831 (1.624)	1.281 (1.530)	0.445 (1.103)	0.432 (1.398)	0.974 (1.595)	2.513 (1.613)	1.076 (1.926)	5.541** (2.643)	
보육료지원확대 ×영아모	-0.115 (0.124)	0.010 (0.189)	-0.192 (0.177)	-0.128 (0.125)	-0.212 (0.177)	-0.103 (0.173)	-0.199 (0.172)	0.067 (0.210)	-0.640** (0.285)	
보육료지원확대 ×입소가능비율	-0.549 (0.920)	0.247 (1.342)	-0.576 (1.372)	-0.498 (1.031)	-1.154 (1.295)	-0.380 (1.519)	-2.370** (1.133)	-1.762 (1.601)	-3.880** (1.562)	
영아모 ×입소가능비율	-0.421 (0.678)	1.217 (0.978)	-1.115 (0.922)	-0.389 (0.597)	0.004 (0.879)	-0.839 (0.795)	-0.860 (1.027)	1.010 (1.428)	-3.261** (1.639)	
입소가능비율	0.092 (0.670)	-1.220 (0.916)	0.729 (0.887)	0.252 (0.569)	-0.027 (0.783)	0.465 (0.820)	0.727 (0.819)	0.246 (1.037)	0.983 (1.410)	
보육료지원확대	0.084 (0.110)	0.029 (0.158)	0.090 (0.163)	0.040 (0.120)	0.137 (0.163)	0.023 (0.172)	0.293** (0.129)	0.244 (0.174)	0.510** (0.209)	
영아모	-0.100 (0.090)	-0.254* (0.137)	0.022 (0.115)	0.014 (0.081)	0.075 (0.138)	-0.026 (0.098)	-0.200 (0.131)	-0.539** (0.222)	0.140 (0.213)	
절편	0.305 (1.481)	0.740 (2.296)	0.819 (2.077)	-0.516 (1.484)	-0.213 (2.332)	-0.566 (2.076)	0.806 (2.318)	4.494 (4.352)	3.194 (2.847)	
X_{ijt} 통제	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
Observations	1,234	611	623	877	436	441	357	175	182	
R-squared	0.173	0.164	0.329	0.086	0.138	0.151	0.182	0.288	0.378	

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

마지막으로 이상에서 얻은 우리의 결과가 정책변화의 효과를 반영한 것인지를 확인하기 위하여 제도적인 변화가 없었던 2010~2011년을 분석 기간으로 설정하여 일종의 플라시보(placebo) 분석을 수행하였다. 플라시보 분석은 제도가 도입되기 이전에 영아모의 경력유지율이 증가되는 경향성이 있었는지를 사전적으로 살펴보는 것으로서, 만약 이러한 분석에서 유의미하게 영아모의 경력유지율이 증가된다면 우리가 얻은 결과는 제도적 결과라기보다 경향에 따른 결과라고 보아야 한다. <표 10>에 제시된 결과를 살펴보면, 보육료 지원 이전에는 보육시설공급률이 높아지더라도 다자녀모의 경력유지율이 감소하는 경향이 나타났다. 보육시설 공급에 관한 다른 지표들을 이용하더라도(회귀분석 2~4) 결과는 달라지지 않는다. 즉 위에서 제시한 결과는 보육료 지원정책이 보육시설공급률이 높은 지역에서 다자녀모의 경력유지 확률을 높인 효과를 반영한다고 할 수 있다.

〈표 10〉 보육료 지원확대가 영아모 노동공급에 미친 영향(플라시보 효과)

VARIABLES	(1) 경력유지 다자녀	(2) 경력유지 다자녀	(3) 경력유지 다자녀	(4) 경력유지 다자녀
플라시보×영아모×보육시설공급률	-2.509*** (0.871)			
플라시보×보육시설공급률	0.441 (0.694)			
보육시설공급률	0.407 (0.514)			
플라시보×영아모×어린이집공급률		-2.777*** (0.946)		
플라시보×어린이집공급률		0.498 (0.833)		
어린이집공급률		0.465 (0.568)		
플라시보×영아모×정원충족률			5.461*** (2.056)	
플라시보×정원충족률			-0.339 (1.873)	
정원충족률			-2.283 (1.421)	
플라시보×영아모×정원충족률				-5.728*** (1.899)
플라시보×정원충족률				0.613 (1.724)
정원충족률				1.725 (1.424)
플라시보×영아모	1.425** (0.647)	1.054** (0.515)	-5.151*** (1.799)	0.170 (0.257)
플라시보	0.032 (0.582)	0.090 (0.522)	0.618 (1.657)	0.276 (0.267)
영아모	-0.131 (0.141)	-0.124 (0.143)	-0.100 (0.140)	-0.099 (0.140)
절편	3.992 (9.475)	5.169 (9.448)	5.478 (9.268)	4.556 (9.951)
X_{ijt} 통제	O	O	O	O
Observations	126	126	126	126
R-squared	0.594	0.589	0.585	0.593

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

이상을 정리하면 다음과 같다. 영아모를 대상으로 한 보육료 지원확대 정책은 기본적으로 보육시설 입소 경쟁을 치열하게 하기 때문에 오히려 경력유지율을 감소시키는 효과가 있었던 것으로 보이나 보육시설공급률이 높아짐에 따라 보육시설 입소에 유리한 입지에 놓인 다자녀모에게는 경력유지율을 증가시키는 효과가 있었다. 이는 보육시설 입소 우선순위에 대한 법률이 없던 2010-2011년에는 경향성이 없었던 일이기 때문에 사전적으로 발생해오던 경향이라기보다는 보편적 보육료 지원정책의 도입에 따른 효과라고 할 수 있다.

2. 보육비 지원이 유배우 합계출산율에 미친 효과: 보육시설공급률에 따른 차이

본 절에서는 보육료 지원정책이 출산율에 미친 효과가 거주 시군구의 전체 보육시설 및 국공립 보육시설의 공급 정도에 따라 상이한지를 분석하였다. 보육료 지원이 2012년 전후로 크게 확대된 점을 고려하여 2009~2011년을 정책이전, 2013~2016년을 정책 이후로 정의하고 보육료 지원 확대 이후 변수와 보육시설의 양적, 질적 공급 정도를 보여주는 변수의 교호항을 포함하여 이중차분 회귀분석을 실시하였으며, 분석모형으로는 시군구별 패널고정효과 모형을 사용하였다. 모형은 다음과 같다.

$$(Y_{jt} - \bar{Y}_j) = \alpha + \theta_1 (D_{Year} S_{jt} - \overline{D_{Year} S_{jt}}) + \theta_2 (D_{Year} PS_{jt} - \overline{D_{Year} PS_{jt}}) + \theta_3 (D_{Year} - \overline{D_{Year}}) + \theta_4 (S_{jt} - \bar{S}_j) + \theta_5 (PS_{jt} - \overline{PS_j}) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_t)$$

구체적으로 D_{year} 는 보육료 지원정책 확대 전인 2009~2012년에는 0의 값을, 확대 후인 2013~2016년에는 1의 값을 가지는 터미변수이며 S_{jt} 는 t 기에 j 시군구의 보육시설 공급률을 의미한다. PS_{jt} 는 t 기에 j 시군구의 국공립 어린이집 공급률을 뜻하는 변수이다. 본 모형의 경우 각각의 공급률을 구분하여 삽입함으로써 일반적인 보육시설의 공급률이 미치는 영향과 함께 국공립 어린이집 공급률이 미치는 추가적인 영향을 살펴보는 방식을 채택하였다. 이는 국공립 어린이집의 공급률이 높다는 것은 단순히 보육의 시설 공급이 높다는 것 외에도 보육의 질이 높다는 추가적인 함의를 가지기 때문이다(민규량, 2019). 이 절의 분석에서는 출산에 영향을 미치는 시군구별 고정적인 특성을 통제하기 위해 시군구 패널고정효과 모형을 추정하였고, 시군구 단위의 출산지원금, 세수액, 1

인당 세금징수액 및 복지지출액, 주택가격, 전세가격과 시도단위 경제활동참가율, 사업체의 수, 실업률 등을 추가로 통제함으로써 출산율에 영향을 줄 것으로 예상되는 지역별 특성의 효과를 최대한 통제하고자 노력하였다.

출산율의 지표로는 각 시군구의 합계출산율, 유배우출산율(유배우 인구 대비 유배우자 출생아 수), 연령별 출산율로서 30~49세의 출산율, 30~49세 유배우 출산율(이 연령층의 유배우 여성인구 대비 유배우자 출생아 수)을 이용하였다. 또한 출생순위별 차이를 분석하기 위해 전체 유배우 출산율과 함께 무자녀 유배우 여성의 첫 자녀 출산율, 한 자녀 유배우 여성의 둘째 자녀 출산율, 두 자녀 이상 유배우 여성의 셋째 이상 자녀 출산율 등을 분석에 이용하였다. 여기에서 수행된 분석은 비교적 긴 기간을 정책 이후 시기로 정의하였기 때문에 결과를 해석할 때 보육료 지원 확대 정책 외에도 다른 추가적인 정책들의 잠재적인 효과도 고려할 필요가 있다. 예컨대 전국적인 양육수당 지급이 2013년에 도입되었기 때문에 2013년을 전후로 한 정책적 효과는 이러한 양육수당의 정책적 효과가 함께 포함된 것으로 보는 것이 타당할 것이다.

<표 11>에 제시된 전체 출산율 분석 결과에서 패널고정효과 모형의 보육료 지원 확대의 계수값을 살펴보면, 보육료 지원 확대가 보육시설 공급이 낮은 지역에서는 오히려 전체 합계출산율과 전체 유배우 출산율을 낮춘 것으로 나타났다. 출생순위별 출산율 분석 결과인 <표 12>에 따르면 이는 전적으로 보육비 지원 확대와 첫번째 자녀 출산 확률 간에 나타나는 음의 관계를 반영한 것으로 보인다. 이 결과에 따르면 유배우 여성의 둘째 이상 자녀 출산율은 보육비 지원 확대 이후에도 감소하지 않은 것으로 나타난다.

국공립 어린이집 공급률 증가도 출산율과 음의 관계를 나타내는데 이 역시 첫째 자녀 출산 감소 경향을 반영하는 것으로 보이며, 둘째 자녀 이상에서는 30~49세의 유배우 출산율에서 증가하는 것을 관찰할 수 있다. 구체적으로 계수값을 살펴보면 보육료 지원 확대 이후 보육시설공급률이 1%p 증가하면 30~49세 유배우자들에게서 기대되는 자녀의 수는 0.398%p 증가하는데, 자녀 수별로 살펴보면 첫째 자녀의 수는 0.438%p 증가하는 반면 둘째 자녀의 수는 유의하지 않게 추정되어 첫째 자녀에서 그 기댓값이 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 즉, 출생순위별로 기대효과가 다를 수 있다. 이때 보육료 지원 확대 자체의 계수값은 음의 값이라는 점을 고려하여 해석할 필요가 있다. 즉 보육료 지원 확대는 국공립 어린이집의 공급률이 높아질 때 출산율을 높이지만 이것이 전체적으로 제도적 효과를 양으로 바꿀 수준은 아닐 수 있음에 유의하여야 한다. 이는 국공립 어린이집이 부족한 현 제도의 한계를 반영한 결과라고 볼 수 있다.

또한 <표 11>에서 연령별 출산율을 고려하는 경우 보육비 지원 확대와 보육시설공급률 및 국공립 어린이집 공급률 간 교호항 각각이 30~9세에서 모두 유의한 양수로 추정되는데 이는 보육시설 공급이 양적·질적으로 풍부한 곳에서는 보육비 지원이 유배우 출산을 증가시키는 효과가 있음을 보여준다. 특히 자녀 수별 결과인 <표 12>를 살펴보면 보육료 지원을 확대하는 경우 이미 자녀가 없는 가구들로 하여금 첫째 자녀 출산 결정을 하는데 긍정적 영향을 미친 것을 알 수 있다.

<표 11> 보육시설공급률을 고려한 보육료 지원확대정책이 출산율에 미친 영향

VARIABLES	(1) 합계출산율	(2) 유배우 출산율	(3) 연령별 출산율 30~49세	(4) 유배우 출산율 30~49세
보육시설공급률 ×보육료지원확대	0.239 (0.201)	0.235 (0.202)	0.399*** (0.093)	0.398*** (0.093)
국공립어린이집공급률 ×보육료지원확대	1.748*** (0.555)	1.685*** (0.559)	1.077*** (0.257)	1.066*** (0.258)
보육료지원확대	-0.585*** (0.185)	-0.576*** (0.186)	-0.542*** (0.086)	-0.541*** (0.086)
보육시설공급률	-0.294 (0.212)	-0.288 (0.214)	-0.432*** (0.098)	-0.431*** (0.099)
국공립어린이집공급률	-5.999*** (1.590)	-5.871*** (1.600)	-2.166*** (0.736)	-2.131*** (0.739)
절편	5.166*** (0.721)	5.157*** (0.725)	1.816*** (0.333)	1.799*** (0.335)
Observations	868	868	868	868
R-squared	0.374	0.369	0.360	0.356
시군구개수/연도	136/7	136/7	136/7	136/7

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 12> 보육시설공급률을 고려한 보육료 지원 확대 정책이 자녀 수별 출산율에 미친 영향

VARIABLES	유배우합계출산율			유배우합계출산율(30~49세)		
	(1) 첫째자녀	(2) 둘째자녀	(3) 셋째자녀	(4) 첫째자녀	(5) 둘째자녀	(6) 셋째자녀
보육시설공급률 ×보육료지원확대	0.285 (0.225)	-0.066 (0.095)	-0.047 (0.045)	0.438*** (0.104)	-0.005 (0.019)	-0.000 (0.004)
국공립어린이집공급률 ×보육료지원확대	2.279*** (0.622)	-0.268 (0.262)	-0.019 (0.125)	1.243*** (0.289)	-0.038 (0.054)	-0.009 (0.012)
보육료지원확대	-0.728*** (0.208)	0.087 (0.087)	0.012 (0.042)	-0.626*** (0.096)	0.020 (0.018)	-0.001 (0.004)
보육시설공급률	-0.312 (0.238)	0.054 (0.100)	0.036 (0.048)	-0.479*** (0.110)	0.002 (0.021)	0.001 (0.004)
국공립 어린이집 공 급률	-7.033*** (1.782)	0.943 (0.750)	0.231 (0.358)	-2.534*** (0.828)	0.525*** (0.154)	0.011 (0.033)
절편	5.116*** (0.808)	-0.537 (0.340)	0.256 (0.162)	1.699*** (0.375)	0.110 (0.070)	0.009 (0.015)
Observations	868	868	868	868	868	868
R-squared	0.426	0.088	0.070	0.414	0.308	0.383
시군구개수/연도	136/7	136/7	136/7	136/7	136/7	136/7

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 13>은 어린이집 입소확률과 관련된 변수로서 정원충족률과 입소가능 비율을 쓴 결과이다. 결과를 살펴보면 국공립 어린이집과의 교호항에서 정원충족률과 입소가능 비율 모두 유의한 것으로 나타나고 있다. 즉 보육시설의 질적 확대는 출산 결정의 주요 연령층인 30~49세의 출산율을 증가시키는 데 기여하고 있음을 알 수 있다.

이상의 결과는 여성 노동공급에 대한 결과와 마찬가지로 출생순위에 따른 보육시설 입소 우선순위와 거주지역의 보육시설의 양적, 질적 공급 정도에 따라 보육비 지원의 효

〈표 13〉 정원충족률 및 입소가능자리 비율을 고려한 보육료 지원 확대 정책이 30~49세의 자녀 수별 유배우 출산율에 미친 영향

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	유배우 출산율	유배우 출산율 첫째자녀	유배우 출산율 둘째자녀	유배우 출산율	유배우 출산율 첫째자녀	유배우 출산율 둘째자녀
보육시설정원충족률 ×보육료지원확대	-0.025 (0.218)	0.104 (0.246)	-0.037 (0.045)			
국공립정원충족률 ×보육료지원확대	-0.754*** (0.208)	-0.804*** (0.235)	-0.085** (0.043)			
보육시설정원충족률	0.085 (0.223)	-0.013 (0.251)	0.039 (0.046)			
국공립정원충족률	0.071 (0.161)	0.157 (0.181)	-0.038 (0.033)			
보육시설입소가능비율 ×보육료지원확대				0.273 (0.191)	0.197 (0.216)	0.055 (0.039)
국공립입소가능비율 ×보육료지원확대				5.985*** (1.542)	5.922*** (1.738)	0.795** (0.314)
보육시설입소가능비율				-0.296 (0.195)	-0.228 (0.220)	-0.058 (0.040)
국공립입소가능비율				-0.604 (1.614)	-1.643 (1.820)	0.985*** (0.329)
보육료지원확대	0.556*** (0.193)	0.447** (0.217)	0.126*** (0.040)	-0.222*** (0.034)	-0.253*** (0.039)	0.003 (0.007)
절편	1.372*** (0.349)	1.205*** (0.392)	0.208*** (0.072)	1.320*** (0.322)	1.149*** (0.363)	0.168** (0.066)
Observations	868	868	868	868	868	868
R-squared	0.342	0.396	0.307	0.390	0.345	0.397
시군구개수/연도	136/7	136/7	136/7	136/7	136/7	136/7

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

과가 달라질 수 있음을 보여준다. 보육비 지원 확대 자체는 음의 값을 보여 제도 도입 후 오히려 유배우 합계출산율 지표는 감소한 것으로 나타났다. 그러나 보육시설공급률과 국공립 어린이집의 공급률이 높을 경우 주된 출산 연령대인 30~49세의 유배우 출산율을 증가시키는 경향이 발견되었다. 보육비 지원 확대와 보육시설 공급 정도의 교호항은 유의한 양의 값을 갖는 것을 볼 때, 보육시설 공급이 높은 곳에서는 보육비 지원이 첫째아의 출산율을 증가시킨 것으로 보인다. 특히 국공립 어린이집 공급률이 높은 곳에서는

보육비 지원 확대가 첫 아이는 물론 둘째 아이의 출산 확률도 높이는 효과가 발견되었다. 이는 보육의 질이 좋은 국공립 어린이집의 입소가 비교적 쉽다면 보육료 지원 확대가 첫째 아이는 물론 둘째 아이의 출산에 보다 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 것을 시사한다.

V. 결론 및 정책적 시사점

보육료 지원정책의 효과는 실제로 보육시설을 이용할 수 있는지 여부에 따라 달라짐에도 불구하고 그동안의 연구들은 모든 영유아모들이 이러한 보육료 지원의 정책의 혜택을 획일적으로 받는다는 암묵적인 가정에 기초한 분석을 수행하였다. 본 연구는 이러한 한계점들을 극복하기 위하여 보육시설공급률이라는 정책적 변수를 이용하여, 보육시설 공급이 충분하여 실제로 보육비 지원을 받았을 것으로 예상되는 지역에 거주했는지를 고려하였고, 또한 보육시설 이용에서의 차별을 받고 있는 한 자녀모와 다자녀모 간의 정책적 효과가 어떻게 달랐는지를 분석해보았다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가진다.

연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 본 정책은 보육시설 입소가 유리했던 다자녀모의 경력유지율을 높이는 것 외의 효과는 제한적인 것으로 보인다. 보편적 보육료 지원정책 도입으로 인해 보육비 지원이 증가하면 보육시설 입소 자격조건 면에서 유리한 다자녀모의 경력유지 확률에 대해서는 유의하게 높아지는 것으로 나타났지만, 보육시설 공급이 고려되지 않으면 다자녀모의 경력유지율이 보육료 지원 확대 이전보다 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 특히 정책이 신규취업 등을 독려하는 효과는 발견할 수 없었던 것으로 보아 사실상 맞벌이 두 자녀 부모에게 유리한 입소 조건이 영유아모의 취업시장에도 영향을 미치는 것으로 보인다. 특히 직업 유무 지표에서도 유의한 영향이 없었던 것으로 볼 때, 보육료 지원정책은 영유아모의 전체 노동공급을 늘리기보다는 입소 자녀를 둔 영유아모가 직장을 그만두지 않도록 도와주는 정책이라고 보여진다. 둘째, 출산율 지표의 경우 보육시설 공급이 증가함에 따라 보육료 지원 정책과의 교호효과로 인해 30~39세 유배우 여성의 경우 유의하게 출산율이 증가한 것으로 나타났는데 이는 첫째 자녀의 출산율 증가에 따른 것으로 보인다. 한편 국공립 어린이집 공급률이 높은 경우에는 보육료 지원 확대 이후 첫째 아이는 물론 둘째 아이 출산율도 유의하게 증가한 것으로 나타난다. 셋

째, 특히 보육시설 입소확률을 직접적으로 측정하는 정원충족률 및 입소가능자리 비율 변수를 이용하여 분석한 결과를 살펴보면 국공립 어린이집의 입소확률 증가가 30~49세 여성들의 첫째 및 둘째 자녀 모두의 출산율을 증가시키는 것으로 나타나 보육의 질이 출산율 결정의 매우 중요한 요인임을 보여준다.

이상의 결과들은 보육료 지원이 여성 노동공급을 높이지 못했다는 기존의 결과가 보육시설의 질적·양적 공급이 부족한 현실을 반영했을 가능성이 있음을 시사한다. 즉 보육시설의 질적·양적 확대는 보육료 지원정책의 여성 출산 및 노동공급에 대한 효과를 높일 가능성이 있는 것으로 판단된다.

또한 맞벌이 여성들 자녀에게 입소의 우선순위를 부여하는 현재의 정책은 이미 노동시장에 진입해있는 영유아모들의 경력유지에는 도움이 되지만, 이미 결혼 및 출산 과정에서 노동시장을 이탈하였던 여성들의 노동시장 재진입을 촉진하기에는 미흡한 것으로 보인다. 이는 맞벌이가 아닌 경우에는 애초에 어린이집에 입소하는 것 자체가 어렵기 때문이다. 따라서 취업 준비과정에 있는 여성들에게도 충분히 입소 기회를 제공하는 것이 보육료 지원정책의 노동공급 효과를 증대하는 것과 노동시장에서 이탈해 있는 여성들의 노동시장 진입을 촉진하는 데 도움이 될 수 있을 것으로 사료된다.

마지막으로 얻을 수 있는 시사점은 보편적 보육료 지원의 확대가 특히 국공립 어린이집 공급이 증가할수록 주요 출산 연령층인 30-49세 유배우 여성의 출산율이 높아진다는 결과를 고려할 때, 자녀들이 양질의 보육시설에 입소할 수 있도록 보육시설을 확충한다면 유배우 여성의 출산율을 높이는 데 도움이 될 것이라는 점이다.

참고문헌

- 김숙령·윤다희. 「사회적 지원이 영아기 어머니의 심리적 특성에 미치는 영향」. 『한국영유아보육학』 88권 (2014. 9): 41-62.
- 김우영, 이정만. 「출산장려금의 출산율 제고 효과: 충청지역을 대상으로」. 『노동정책연구』 18권 2호 (2018. 6): 61-98.
- 김정호, 홍석철. 「보육료 지원의 여성 노동공급 및 출산효과 분석」. 「현진권.(편). 『보육

- 정책의 논쟁과 추진과제 : 제3장』(2013), 한국경제연구원
- 민규량. 「국공립 어린이집 확충이 영유아모의 노동공급에 미친 영향」. 『경제학연구』 67권 3호 (2019.9): 111-163.
- 박창우·송헌재. 「출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정」. 『응용경제』 16권 1호 (2014.6): 5-34.
- 서민희·이혜민. 「영유아 교육·교육 재정 증가 추이와 효과: 2004-2014」. 육아정책연구소, 2014.
- 우석진. 「출산율 제고 정책이 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과」(2007)
- 우석진·송헌재·김태우. 「보육지원정책의 효과분석 : 거시적 성과 실증분석 및 질 제고 방안 도출을 중심으로」. 국회예산정책처, 2014.
- 유해미 외, 「2018년 전국보육실태조사 -어린이집 조사 보고-」. 보건복지부, 2018.
- 이상협·이철희·홍석철. 「저출산 대책의 효과성 평가」. 한국보건사회연구원, 2016.
- 이정원 외, 「2018년 전국보육실태조사 -가구 조사 보고-」. 보건복지부, 2018.
- 이철희. 「한국의 합계출산율 변화요인 분해 : 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과」. 『한국인구학』 35권 1호(2012.12); 117-144.
- 이철희. 「한국의 출산장려정책은 실패했는가?: 2000년~ 2016년 출산율 변화요인 분해」. 『경제학연구』 66권 3호(2018.9); 5-42.
- 최성은. 「보육료지원과 기혼여성의 노동공급에 관한 연구」. 『사회보장연구』 27권 2호 (2011.5); 85-105.
- 최원석. 「맞벌이 부부·다자녀 가정 자녀, 어린이집 우선 입소」, 『MBN』 (2012.3.23.)
- 최효미·이정원·김진미. 「어린이집·유치원 인프라 격차에 따른 지역 유형화 연구」. 육아정책연구소, 2015.
- 홍석철·정용관·김상신 외. 「2011년도 재정사업 심층평가 보고서-저출산 대응 사업군 심층평가 : 결혼·출산·육아 지원사업 중심으로」. 한국개발연구원, 2012.
- 홍정림. 「보육비 지원 정책의 효과성 분석」. 『한국인구학』 36권 4호(2013.12); 95-118
- Addabbo, Tindara; Caiumi, Antonella; Maccaganan, Anna. “The Allocation of Time within Italian Couples: Exploring its unequal gender distribution and the effect of childcare services.” *Annals of Economics and Statistics/ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE*, no.105/106 (June 2012); 209-227.
- Baker, Michael; Gruber, Jonathan; Milligan, Kevin. “Universal Child Care, Maternal

- Labor Supply, and Family Well-being.” *Journal of Political Economy* 116 (4) (August 2008): 709-745.
- Bauernschuster, Stefan; Hener, Timo; Rainer, Helmut. “Does the Expansion of Public Child Care Increase Birth Rates? Evidence from a Low-fertility country”. (February 2013)
- Cohen, Alma; Dehejia, Rajeev; Romanov, Dmitri. “Financial Incentives and Fertility.” *Review of Economics and Statistics* 95 (1) (March 2013): 1-20.
- Garganta, Santiago, et al. “The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina.” *Population Research and Policy Review* 36 (1) (October 2017): 1-24.
- Gauthier, Anne Helene; Hatzius, Jan. “Family Benefits and Fertility: An econometric analysis.” *Population Studies* 51 (3) (June 1997): 295-306.
- Hong, Sok Chul, et al. “Pro-natalist Cash Grants and Fertility: A panel analysis,” *The Korean Economic Review* 32 (2) (December 2016): 331-354.
- Lappegård, Trude. “Family Policies and Fertility in Norway.” *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie* 26 (1) (August 2010): 99-116.
- Lee, Youngwook. “Effects of a Universal Childcare Subsidy on Mothers’ Time Allocation.” *KDI Journal of Economic Policy* 38 (1) (May 2016): 1-22.
- Luci-Greulich, Angela; Thévenon, Olivier. “The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries.” *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie* 29 (4) (July 2013): 387-416.
- Rindfuss, Ronald R., et al. “Child Care Availability and Fertility in Norway.” *Population and Development Review* 36 (4) (December 2010): 725-748.
- Riphahn, Regina T.; Wijnck, Frederik. “Fertility Effects of Child Benefits.” *Journal of Population Economics* 30 (4) (June 2017): 1135-1184.

abstract

The Effects of Universal Child Care Subsidy on Female Labor Supply and Fertility

Gyuryang Min · Chulhee Lee

This paper investigates how the provision of full child care subsidy to infants and toddlers differently affected female labor supply and fertility rate depending on the level of supply of child care centers in the place of residence. Our results on labor supply show that the higher the supply rate of childcare centers in residential areas, the higher the probability of career maintenance for multi-child mothers who are more likely to be admitted to a childcare facility. The results on the fertility rate show that the first child's fertility rate has increased since the support of childcare expenses in areas with higher rates of childcare centers. In the places where the supply rate of publicly-funded childcare centers is high, the second child's fertility rate has also increased significantly since the support of childcare expenses. This suggests that the quality of child care is an essential factor in determining the birth rate. Our results suggest that the effects of child care support on women's labor supply and fertility rate may differ depending on the priority of entering child care centers according to birth order and the degree of quantitative and qualitative supply of child care centers in the place of residence.

Keywords: child care subsidy, fertility rate, women's labor supply, DID, child care center's supply