

보육시설이용이 모성 노동공급에 미치는 영향 -어린이집 입소순위를 중심으로-

임 은 제*

우리나라 초기 보육정책은 ‘보육비용은 수익자 부담’이라는 원칙으로 시작했다. 이후 일부 저소득 가구를 대상으로 한 선별주의 보육에서 보편주의 보육으로, 그리고 취업모 중심 보육으로 이행하는 모습을 보이고 있다. 2013년 전계층 무상보육이 실시되었음에도 불구하고 현재와 같이 보육수요가 공급을 초과하는 상황에서는 어린이집 입소 우선순위에 따라 특정 가구의 보육욕구가 충족되지 못할 수도 있다. 2008년부터 맞벌이 가구 자녀에게 어린이집 입소 1순위를 부여하고 있으나 그 외 다문화·다자녀 가구 등 1순위 해당 항목들을 합산하여 우선순위를 책정하기 때문에 우선순위 효과가 떨어진다는 비판이 제기되었다. 본 연구는 한국노동패널 19~21차년도 자료를 이용하여 취업모 중심 보육정책 이후 연도별로 보육시설이 어머니의 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 보육수요가 공급을 초과하는 경우 우선순위에 따라 정책 대상이 되는 부분모집단이 결정되는 선택편의를 제거할 수 있는 MTE 분석방법을 사용한다. 2016년에서 2018년으로 갈수록 보육시설을 이용할 때 어머니의 취업에 더 높은 이익을 얻는 아이들이 보육시설에 선택될 확률이 높아졌다가 더 낮은 이익을 얻는 아이들이 보육시설에 선택될 확률이 높아지는 양상을 띠는 것으로 나타났다. 그러나 보육시설을 이용하는 어머니와 이용하지 않는 어머니의 보육시설이 취업에 미치는 효과에 유의한 차이가 있다고 말할 수 없었다.

주요용어: 보편적 보육, 취업모 중심 보육, 어머니 고용, 한계적 처치 효과(MTE)

1. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

우리나라의 초기 보육정책은 ‘보육비용은 수익자 부담’이라는 원칙에 기초하였다. 영유아보육법이 제정된 1991년 이후 10여 년간 보육재정은 극히 미미한 수준이었고, 법정 저소득층 등 일부 저소득 가구를 대상으로 하여 보육료 지원이 있었다. 이후 우리나라의 보육정책은 저소득층을 중심으로 보육료를 지원하는 선별주의 보육에서 점차 보편주의 보육으로 이행하는 모습을 보이고 있다. 과거 남성생계부양자 모델에서 이인생계부양자 모델로 전환하며 여성들의 경제활동에 대한 욕구가 증가하고(유자영, 2015) 저출산 고령화의 인구구조 전환점을 맞아 가족규모가 축소되어 비전형적 가족이 증가하는 상황에서 더 이상 돌봄노동을 여성의 무보수 가사노동에 기댈 수 없게 되었다(장

* 충남대학교 경제학과 석사과정

하진·이옥·백선희, 2015). 이에 정부는 돌봄의 사회화를 통해 여성의 낮은 경제활동참여율과 낮은 출산율을 제고, 일가정양립 등을 목적으로 하는 정책의 일환으로 보육지원을 확대하고 있다. 2012년에는 만 0~2세 영아와 만 5세 아동을 대상으로 영유아보육료와 양육수당을 지원하는 무상보육이 실시되었고, 2013년 만 3~4세 아동으로 확대하여 전 소득계층 무상보육시대¹⁾로 들어섰다.

그러나 보육수요가 공급을 초과하는 상황에서는 어린이집 입소 우선순위에 따라 특정 가구의 보육욕구가 충족되지 못할 수 있다. 2018년 보육실태조사에 따르면 어린이집이나 유치원에 입학하기 전 대기 신청 경험이 있다는 응답은 전체의 33.5%로 집계되었는데 이들의 평균 입소 대기기간은 7.6개월로 나타났다. 이는 2015년도 조사 때인 7.0개월보다 0.6개월, 그리고 2012년 조사 때인 6.4개월보다 1.2개월이 늘어난 수치다. 저출산 영향으로 전체 영유아가 줄어들고 있음에도 불구하고, 입소 대기시간은 점차 길어지고 있는 추세²⁾인 것이다.

그 가운데서도 맞벌이가구의 경우 비용부담을 고려해 입소순위를 결정했기 때문에 보육료 지원이 확대되었음에도 불구하고 우선 배려를 받기는 어려웠다. 어린이집 입소 우선순위는 2006년 저소득층, 한부모가족과 차상위계층에 부여되었고 2007년 장애부모, 맞벌이가구, 2009년 다문화, 다자녀가구로 점차 대상을 확대했다. 늘어나는 맞벌이 부부의 보육욕구가 충족되지 못하고 맞벌이가구가 후순위로 밀려나는 등 시설 이용에 대한 불만이 증가하자 2012년 보건복지부는 민간어린이집에 대해서도 맞벌이 부모 등의 입소 우선순위를 적용하도록 자치단체에 관리·감독을 요청하고, 더욱 강력한 실효성을 확보하기 위해 보완 대책을 마련하였다. 그러나 2015년에 와서야 어린이집 입소순위에서 맞벌이에 200점³⁾이 배정되었고, 2016년에는 3자녀 맞벌이 자녀를 최우선 보육하도록 개정되었다(김은지·김소영·선보영·성 경·양난주·김수정·김혜영, 2017).

이러한 취지의 일환으로 정부는 2016년 7월부터 실질적인 이용시간을 고려한 맞춤형 보육을 추진하였다. 맞춤형 보육은 0~2세의 영아가 종일반에 해당하는 경우 12시간의 종일반 보육을 지원하며, 종일반 자격에 해당하지 않는 경우 일 6시간과 필요에 따라 월15시간의 긴급보육바우처의 보육 서비스를 제공하는 정책이다. 현행 정책에 따르면, 아이를 종일반에 보내려고 할 때, 부부가 현재 맞벌이를 하고 있다는 사실증명을 해야 한다. 이를 증명하기 위해서는 해당자들이 4대사회보험에 가입되어 있거나 그렇지 않은 경우 재직하고 있다는 증명서류나 소득 증빙서류를 제출해야 하고, 특히 일하는 시간이 주15시간 이상임을 증명해야 한다(김유진, 2018). 그러나 맞벌이 가구와 외벌이 가구를 차별한다는 비판이 일면서 2020년 3월부터는 맞벌이·외벌이 여부로 추가보육을 제공

1) 그러나 아직 보편주의 보육으로의 완전한 이행이라고 말할 수는 없다. 왜냐하면 보편주의 보육은 보육료 부담이 없어야 한다는 점에서 무상보육과 유사하지만 이 외에 이용하고 싶은 서비스에 누구나 접근이 가능해야 한다는 점이 포함된다. 무상보육임에도 원하는 서비스에 접근이 제한되어 있다면 보편적 보육이라 할 수 없다. 어린이집 미설치 지역 문제, 양질의 어린이집을 구하지 못하는 문제, 어린이집에 등록하기 위한 장기간 대기 문제 등이 해소되어야 비로소 한국의 무상보육은 보편적 보육제도로 자리 잡을 수 있을 것이다(장하진·이옥·백선희, 2015).

2) 육아정책연구소는 이를 어린이집이나 유치원을 이용하는 영유아의 비중이 점차 증가하고 있기 때문이라고 보았다(매일경제 (2019.07.08.). 「어린이집·유치원, 번호표 뽑고 평균 7.6개월 기다려야」
<https://n.news.naver.com/article/009/0004387782>)

3) 보육시설입소기준은 1순위 항목 당 100점, 2순위 항목 당 50점으로 산정한다. 동일 입소신청자가 1, 2순위 항목에 중복 해당되는 경우 해당 항목별 점수를 합하여 고득점자 순으로 명부를 작성한다. 다만 2순위 항목만 있는 경우 점수합계가 같거나 높더라도 1순위보다 우선순위가 될 수 없으며 1순위 항목 점수가 동일한 경우에 한하여 2순위 항목에 해당될 경우 추가합산이 가능하다(보건복지부, 「보육사업안내」)

하는 것이 아니라, 모든 실수요자가 필요에 따라 연장보육을 이용할 수 있게 하는 제도가 시행될 예정이다.

영유아의 연령이나 가구소득 등에 관계없이 모든 영유아에게 시설보육을 지원하는 국가는 세계적으로 우리나라가 유일하다. 우리나라의 이러한 시설보육 중심 보편적 서비스지원정책은 육아휴직의 사각지대로 인하여 맞벌이가구의 자녀 직접양육에 한계가 있고, 고령화로 인한 생산인구 감소를 해소하기 위하여 여성 인력의 노동시장 참여를 유도할 필요가 있다는 점을 고려하면, 상당한 타당성을 갖는다.

그러나 보편적 보육정책에 대한 비판도 존재한다. 먼저, 취업모 여부 등 가구별 특성을 고려하지 않고 모든 영유아를 대상으로 하는 보육서비스 지원이 보육서비스지원 예산의 낭비로 지적되었다(이채정, 2017). 한편으로는 보육예산이 출산율과 여성의 경제활동 참가에 의미 있는 영향을 미치지 못했다는 비판도 나온다. 허남재·석재은(2011)은 한국복지패널 2차년도(2007년) 자료를 이용하여 보육료지원제도 수급자격이 어머니의 취업을 통계적으로 유의하게 낮추는 것으로 분석했다. 2013년 이후로 전 계층 무상보육시대에 들어섰지만 여전히 보육정책은 모든 계층을 동일한 대상으로 하기보다 저소득층과 취업모 가구를 중심으로 지원해야 한다는 취업모 중심의 보육정책에 대한 논의가 계속되고 있다(장하진·이옥·백선희, 2015). 한중석·이영재·홍재화(2017)는 생애주기 모형을 이용하여 가상적인 보편적 보육지원과 취업조건부 보육지원을 상정하여 이 두 정책을 비교하였는데 취업조건부 정책에서 기준경제보다 여성고용률이 0.73% 증가하고, 보편적 지원 정책에서 여성고용률이 0.23% 증가하여 취업조건부로 보육료를 지원하는 정책이 여성 고용률을 더 높일 것이라고 분석했다. 김현숙(2018) 또한 맞춤형 보육이 시행되고 이원화된 제도가 지속된다면 보육료 지원이 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향이 더 커질 수 있을 것이라고 예측하였다. 그러나 이는 모의노동공급을 가상적으로 추정하여 실증성이 부족하거나 예측에 기반한다는 한계점이 있다(이승재, 2016).

보육지원정책 가운데 보육료 지원의 효과를 측정하는 데에 있어서 중요한 점 가운데 하나는 모성 노동공급에 대한 보육시설의 효과는 개인에 따라 이질적이라는 것이다. 보육시설 이용 이전에 일을 하고 있었던 어머니의 경우 보육시설은 다만 조부모의 돌봄 같은 비공식적 돌봄방식을 대체할 뿐이다. 보육시설 이용 이전 일을 하지 않았던 어머니의 경우에는 보육시설을 이용한 뒤 취업하는 사람과 보육시설을 이용해도 다른 이유로 취업하지 않는 사람이 있을 수 있다. 즉, 취업모 중심의 보육정책은 취업여성의 경력단절을 예방하는 효과를 가져오지만 기혼 여성의 경제활동 참가를 높이기 위해서는 비경제활동 여성 인구를 취업으로 유도해야 한다(장하진·이옥·백선희, 2015). 또한 앞서 언급한 바와 같이 우리나라는 2012~2013년에 걸쳐 전 소득계층 영유아 양육가구를 대상으로 보육료·유아학비 및 가정양육수당 지원을 실시하였으나 보육시설공급이 보육수요를 충족시키지 못하여 보육시설 입소순위에 따라 보육시설을 할당하고 있다. 이렇게 보육수요가 공급을 초과할 경우 보육시설 입소 우선순위에 따라 정책 대상이 되는 부분모집단이 결정된다.

이미 취업을 하고 있는 어머니들의 자녀들이 우선으로 어린이집을 이용할 수 있다고 가정해보자. 이 때 보육시설 이용으로 인한 어머니의 취업효과는 일하지 않고 있는 어머니들의 자녀들을 우선했을 때의 정책효과보다 적을 것이다. 이미 일하고 있는 어머니들은 보육시설을 이용하든 이용하

지 않은 이미 취업상태이기 때문이다. 따라서 본 연구는 이러한 선택편의를 고려하는 한계처리효과(MTE; Marginal Treatment Effect) 분석방법을 사용하여 보육시설 이용이 모성 노동공급에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

2. 연구내용

기혼여성의 경제활동은 보육부담과 밀접한 연관성을 갖는다. 특히 미취학아동을 둔 기혼 여성은 보육부담으로 인한 제약이 크게 작용하여, 노동시장 이탈 위험이 커지게 된다(Frank, 1978; Hanson&Pratt, 1991. 최효미(2013) 재인용). 앞서 언급한 바와 같이 저출산 영향으로 전체 영유아가 줄어들고 있음에도 불구하고, 입소 대기시간은 점차 길어지고 있는 추세이다. 그러나 이러한 어린이집 가용성을 고려한 국내의 연구는 많지 않은 실정이다. 따라서 본 연구는 어린이집 정원 대비 영유아 인구수로 측정되는 시·군·구별 보육시설 공급률을 도구변수로 사용하여 보육시설 이용이 여성의 경제활동참여에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이 때 MTE 분석방법을 사용하여 그동안 관찰되지 않았던 이질적인 처리효과를 고려하고자 한다. 보육시설 입소 우선순위(시기)에 따라 처리집단에 포함되는 가구가 달라지는 상황에서 MTE 분석은 처리집단의 처리효과(TT; Effect of Treatment on the Treated)와 비처리집단의 처리효과(TUT; Effect of Treatment on the Untreated)를 추정하게 해 더 효율적인 정책대상을 설정할 수 있게 한다.

위와 같은 연구 목적을 토대로 수립한 연구가설은 다음과 같다.

연구가설 1. 취업을 한 어머니 중심으로 보육시설을 이용하게 할수록 처리집단의 처리효과보다 비처리집단의 처리효과가 더 커질 것이다.

따라서 본 연구는 정책적으로 취업모에게 보육시설 우선순위를 주기 시작했다고 볼 수 있는 2015년부터 2018년까지 보육시설이 어머니 고용에 미치는 이질적 처리효과를 추정하고자 한다. 구성은 다음과 같다. 2장에서는 처리집단 구성에 영향을 미치는 보육정책의 변화와 여성의 경제활동 현황을 검토한다. 3장에서는 보육료 지원 등 보육지원정책이 기혼여성의 경제활동에 미치는 영향에 대한 국내외 선행연구들을 개관한다. 4장에서는 MTE 분석방법을 설명하고 5장에서는 기초통계량과 처리효과의 추정치를 제시한다. 그리고 결과의 강건성 검증도 시행한다. 6장에서는 결론과 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경

1. 보육정책

영유아보육법은 영유아의 심신을 보호하고 건전하게 교육하여 건강한 사회 구성원으로 육성함과 아울러 보호자의 경제적·사회적 활동이 원활하게 이루어지도록 함으로써 영유아 및 가정의 복지

증진에 이바지함을 목적으로 한다.⁴⁾ 영유아보육법에서 명시하고 있는 “보육”이란 영유아를 건강하고 안전하게 보호·양육하고 영유아의 발달 특성에 맞는 교육을 제공하는 어린이집 및 가정양육 지원에 관한 사회복지서비스이며, 보육정책은 이러한 서비스를 제공하기 위한 국가의 활동방침이다.

이처럼 보육정책은 아동복지적 측면에서 시작되었지만, 실질적으로 보육정책의 발달을 추동해 온 것은 양성평등 추구의 역사와 긴밀한 관계를 갖고 있다(Esping-Andersen et al, 2002; Esping-Andersen, 2009; 허남재·석재은, 2011 재인용). OECD 국가들이 보육지원정책에 투자하는 대표적 이유는 저출산의 문제, 아동 발달의 문제, 양성평등의 문제 뿐 아니라 기혼여성의 노동시장 참여문제를 해결하기 위해서다(최성은·우석진, 2009; 차유경, 2013 재인용). 우리나라 보육지원정책의 예산 또한 IMF 위기 이후 여성 경제활동인구에 대한 정책적 관심이 제기되면서 보육시설의 양적확대와 함께 급격한 증가를 나타냈다(최성은·우석진, 2009). 결과적으로, 보육정책의 직접적인 정책대상은 아동이지만, 양성평등을 위한 여성 경제활동을 지원하는 여성정책으로서의 의미도 강력하다(허남재·석재은, 2011).

가. 보육정책의 전개과정

보육지원 정책은 보육료 지원과 양육수당 지원으로 구분된다. 2003년부터 본격화된 보육지원 정책은 보육료 지원으로 시작하였으나 2009년부터 양육수당 지급을 병행하였다(윤미례·김태일, 2017). 보육료 지원은 시설을 지원하는 기본보조금과 구분되는, 부모에게 직접 지원하는 수요자중심 보조금으로, 주요 목표⁵⁾는 모든 아동에게 질 높은 표준보육서비스를 제공하고, 육아부담으로 인한 출산을 하락과 어머니의 취업문제에 대응하는 것이었다. 양육수당 지급정책은 보육시설을 이용하지 않는 아동의 가구에게 양육수당을 지급하여, 부모의 육아부담을 낮추고, 보육시설을 이용하는 아동과의 형평성을 제고⁶⁾하기 위해 도입된 현금급여이다.

법정 저소득계층과 기타 농어촌 저소득계층에만 실시하던 5세아 무상보육으로부터 모든 영유아가 보육서비스를 이용할 수 있는 권리를 보장하는 보편주의 보육으로의 이행은 2004년 영유아보육법 개정 이후 보육의 대상을 모든 영유아로 확대되며 시작되었다. 이 시기 보육정책은 서비스의 접근성은 보편적으로 제공하지만 저소득층 먼저 단계적 확대라는 차등보육료 제도를 통하여 예산문제를 해결하고자 하였다(김은지 외, 2017). 차등보육료는 적용범위와 혜택을 차상위 계층부터 점진적으로 확대되었고 2005년부터 도시근로자 가구 저소득계층에게로 확대되기 시작했다. 2007년과 2008년에는 도시근로자 가구 평균 소득 100%인 가구의 5세 아동 무상보육이 실현되었고, 2009년부터 2011년에는 영유아가구 소득 하위 70% 가구의 자녀에게, 2012년 이후에는 전체 5세 아동에게 무상보육이 시행되었다(장하진·이옥·백선희, 2015). 그리고 2013년, 드디어 0~5세 아동 전체를 대상으로 무상보육을 시행하였다.

2013년 무상보육 실시와 더불어 양육수당은 전연령 소득계층의 영유아에 지급되었다. 차상위계

4) 영유아보육법 제 1조

5) 제1차 중장기보육계획(2006-2010, 새싹플랜) (여성가족부, 2006)

6) 보건복지부(2017), 「보육사업안내」

층 영유아를 대상으로 실시될 때에는 수급자가 9만 2천명 수준이었으나 2013년 전계층으로 확대되면서 106만 가량의 영유아가 지원을 받았다⁷⁾.

<표 1>은 연도별 어린이집을 이용하는 영유아보육료지원예산과 가정양육수당예산을 나타낸다. 영유아보육료지원예산은 2013년 약 2조 5천억에서 2018년 약 3조 2천억으로 꾸준히 증가하였다. 양육수당은 2013년 약 8천8백억에서 2017년 약 1조 2천억으로 증가하였다가 2018년 다소 감소하였다.

<표 1> 연도별 보육정책 예산

단위: 백만원

예산	2013	2014	2015	2016	2017	2018
영유아 보육료지원	2,594,419	3,329,228	3,137,702	3,106,581	3,129,242	3,257,470
양육수당	880,950	1,215,319	1,211,510	1,219,200	1,224,184	1,089,137

자료: 보건복지부(2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018), 「보육통계」

나. 보육시설 입소순위와 보육시설 이용 어머니 특성

어린이집 입소순위는 영유아보육법 시행규칙에 의거 보육의 우선 제공 대상에 따라 항목 당 각각 100점을 부여하고, 해당 항목별 점수를 합하여 고득점자가 우선한다(영유아보육법 시행규칙 29조). 영유아보육법 시행규칙에 따른 보육의 우선 제공 대상은 국민기초생활수급자, 한부모가구 자녀, 차상위계층 자녀, 장애인가구 자녀, 다문화가구 자녀, 국가유공자 자녀, 제1형 당뇨 영유아, 아동복지시설에서 생활하는 영유아, 부모가 모두 취업중이거나 취업을 준비 중인 영유아, 3자녀 이상 혹은 영유아 자녀가 2명 이상인 가구의 자녀 등이 있다.

맞벌이를 보육시설 등록의 전제조건으로 여기는 일본과 달리(Yamaguchi 외, 2019) 한국은 2004년 이후 정부 보육료 지원이 본격화된 이래 맞벌이자녀의 보육에 대한 정책적 우선성은 제한적이었다(김은지 외, 2017). 어린이집 입소 우선순위는 2006년 저소득층, 한부모가족과 차상위계층에 부여되었고 2007년 장애부모, 맞벌이가구, 2009년 다문화, 다자녀가구로 점차 대상을 확대했다. 맞벌이가구에 대해 가구소득산정 기준이 완화된 것은 2009년부터였다. 부부소득을 합산해 소득기준을 산정하던 것에서 맞벌이 가구의 부모 소득 중 낮은 소득의 25%를 감하여 소득인정액을 산정하기 시작하였다(김은지 외, 2017). 또한 2008년부터 맞벌이 가구 자녀에게 어린이집 입소 1순위를 부여하고 있었으나 국민기초생활수급자, 한부모가구, 장애인가구, 다문화가구, 3자녀 이상 가구와 함께 1순위를 차지하고 있었기 때문에 우선순위 효과가 떨어졌다(최혜영 외, 2017). 그러나 취업 여성의 아동의 종일반 수요에 대응하고자 하는 목적으로 2015년 5월부터 어린이집 입소순위에서 맞벌이가구에 200점이 부과되었고, 2016년 7월부터는 맞춤형 보육제도를 도입·시행하고 있다. 이는 양육수당 정책에는 변화가 없으나 만 0~2세 자녀의 보육료 지원에 대한 취업 여성과 미취업 여성에 차별을 두는 정책으로, 맞벌이 가구에는 종일반(12시간) 보육 비용(월 22~43만원)을, 전업 주부의 경우에는 반일반(약 6시간) 보육비용(월 22~34만원)을 지원하는 정책이다(윤미례·김태일, 2017). 맞벌이

7) 보건복지부, 「보육통계」; 보건복지부(2017), 「보육사업안내」

가정 등 장시간 어린이집 이용이 필요한 가구에게 필요한 만큼 충분한 보육서비스를 제공하여 일과 가정양립을 지원할 수 있으며, 가정 내 돌봄이 가능한 영아에게 적정시간의 보육서비스를 지원하여 아이와 부모의 애착관계 형성으로 영아시기의 건강한 성장발달을 지원하기 위해 추진한 것이다(보건복지부, 2016; 김유진 재인용, 2018). 2016년 11월부터는 3자녀 이상 맞벌이 가구에게 추가로 300점을 부과하여 3자녀 맞벌이 자녀를 최우선으로 보육하도록 하였다. <표 2>는 전소득계층 무상 보육 시행 이후 어린이집 입소 우선순위를 정리한 것이다.

<표 2> 보육시설 입소 우선순위

연도	우선순위 대상 ⁸⁾	비고
2013 ~ 2014	<p>[1순위]</p> <ul style="list-style-type: none"> - 국민기초생활보장법에 따른 수급자 - 한부모가족지원법 제5조에 따른 보호대상자의 자녀 - 국민기초생활 보장법 제24조에 따른 차상위계층의 자녀(최저생계비의 120% 이하) - 장애인복지법 제2조에 따른 장애인 중 보건복지부령으로 정하는 장애 정도에 해당하는 자의 자녀 - 아동복지시설에서 생활 중인 영유아 - 부모가 모두 취업중인 영유아 <p>2014</p> <ul style="list-style-type: none"> - 다문화가족지원법 제2조제1호에 따른 다문화가족의 영유아 - 자녀가 3명 이상인 가구 또는 영유아가 2자녀 가구의 영유아 - 산업단지 입주기업체 및 지원기관 근로자의 자녀로서 산업단지에 설치된 어린이집을 이용하는 영유아 <p>[2순위]</p> <ul style="list-style-type: none"> - 기타 한부모·조손 가족, 입양된 영유아 	<ul style="list-style-type: none"> - 동일 입소신청자가 1, 2순위 항목에 중복 해당되는 경우, 해당 항목별 점수를 합하여 고득점자 순으로 명부작성 - 1순위 항목 당 100점, 2순위 항목 당 50점으로 산정 - 다만, 2순위 항목만 있는 경우 점수합계가 같거나 높더라도 1순위보다 우선순위가 될 수 없음 - 1순위 항목 점수가 동일한 경우에 한하여 2순위 항목이 해당될 경우 추가 합산 가능
2015	<p>[1순위]</p> <ul style="list-style-type: none"> - 2014년과 동일 - 법인·단체 등이 어린이집을 국가 또는 지방자치단체에 기부채납하여 국공립어린이집으로 전환된 경우 해당 법인·단체 등의 근로자 자녀로서 그 어린이집을 이용하는 영유아 - 법 제24조제2항제3호에 따라 주택법 제2조제2호에 따른 공동주택에 설치된 민간어린이집을 국가 또는 지방자치단체에 기부채납하여 국공립어린이집으로 전환된 경우 해당 공동주택의 거주자 자녀로서 그 어린이집을 이용하는 영유아 <p>[2순위]</p> <ul style="list-style-type: none"> - 기타 한부모·조손 가족, 입양된 영유아, 어린이집 재원 중인 아동의 형제·자매 	<ul style="list-style-type: none"> - 2014년과 동일 - 맞벌이의 경우 200점 (2015.5)

앞 장에 이어서

연도	우선순위 대상 ⁹⁾	비고
2016	[1순위] - 2015년과 동일 - 국민기초생활 보장법 제24조에 따른 차상위계층의 자녀(중위소득의 50% 이하) [2순위] - 2015년과 동일	- 2015년과 동일 - 맞춤형 보육 시행 (2016.7.) - 맞벌이·다자녀 등 장시간 어린이집 이용이 필요한 가구의 영아에게는 필요한 만큼 어린이집을 이용할 수 있도록 12시간 중일반(7:30~19:30) 서비스 제공 - 그 외 어린이집을 이용하는 영아는 6시간 맞춤반(9:00~15:00) 서비스와 월 15시간 긴급보육바우처 제공 - 2016년과 동일 - 3자녀 이상 가구 자녀 및 맞벌이의 경우 각 200점, 맞벌이이면서 3자녀 이상이면 추가 300점 부여(2016.11.)
2017	[1순위] - 2016년과 동일 - 제1형 당뇨를 가진 경우로서 의학적 조치가 용이하고 일상생활이 가능하여 보육에 지장이 없는 영유아 [2순위] - 2015년과 동일	- 2016년과 동일
2019	[1순위] - 2017년과 동일 [2순위] - 2015년과 동일 - 가정위탁 보호아동	- 2016년과 동일
2020		- 맞춤형보육폐지 예정 (2020.3.)

자료: 보건복지부(2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018) 「보육사업안내」 및 김은지 외(2017) 「지속가능한 돌봄정책 재정립방안 연구(I) : 여성·가족 관점의 진단과 정책과제」를 참고

이렇게 정해진 어린이집 입소 우선순위 하에서 보육시설을 이용하는 이용자의 특성 또한 조금씩 달라져왔다. <표 3>는 연도별 어린이집을 이용하는 어머니들의 특성을 나타낸다. 2012년 어린이집 이용 영유아 가운데 맞벌이 가구는 41.9%, 외벌이 가구는 56.4%로 외벌이 가구의 비중이 더 높게 나타났다. 맞벌이 가구 비율은 점차 증가하여 2018년 맞벌이 가구는 54.2%, 외벌이 가구는 42.5%로 맞벌이 가구의 비중이 더 높은 것으로 나타났다.

8) 영유아보육법 제 28조, 시행규칙 제 29조 보육의 우선 제공
 9) 영유아보육법 제 28조, 시행규칙 제 29조 보육의 우선 제공

<표 3> 어린이집 이용 영유아 모취업 및 맞벌이 특성

단위: %

	모취업 여부				맞벌이 여부			
	취업	휴직중	미취업	모부재/ 모름	맞벌이	외벌이	둘 다 무직	비해당/ 모름
2009	34	1.8	61.8	2.4	-	-	-	-
2012	41.5	3.1	54.1	1.2	41.9	56.4	1.7	-
2015	42.0	3.4	54.1	0.5	43.6	53.6	0.7	2.2
2018	50.6	6.0	42.8	0.6	54.2	42.5	0.3	2.9

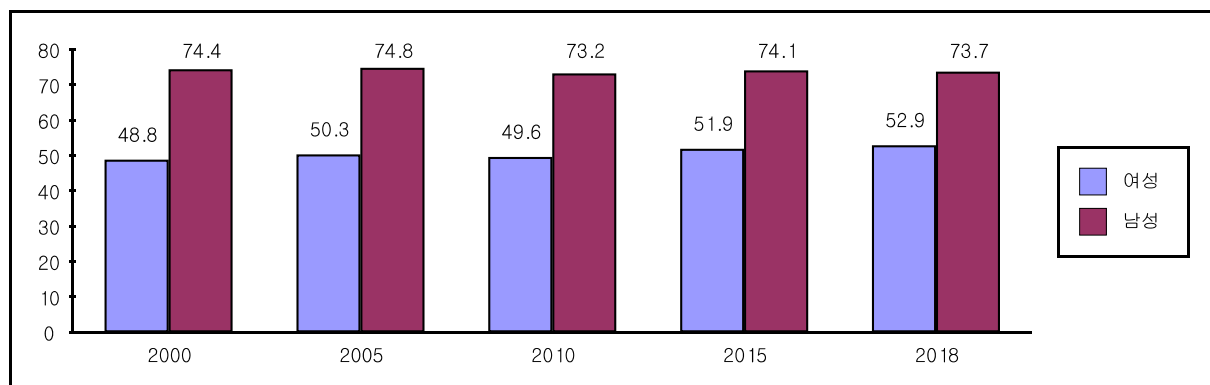
자료: 2018 보육실태조사 가구조사

2. 여성의 경제활동

[그림 1]은 우리나라 여성의 경제활동참가율을 그래프로 나타낸 것이다. 2000년 48.8%에서 2010년 49.6%, 2018년 52.9%로 점진적으로 상승하였다. 남성의 경제활동참가율은 2000년 74.4%에서 2010년 73.2%, 2018년 73.7%로 다소 하락했음을 알 수 있다. 여성-남성의 경제활동참가율 격차는 2000년 25.6%p, 2010년 23.6%p, 2018년 20.8%p로 점점 줄어들고 있다.

[그림 1] 2000~2018년 성별 경제활동 참가율

단위: %



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」

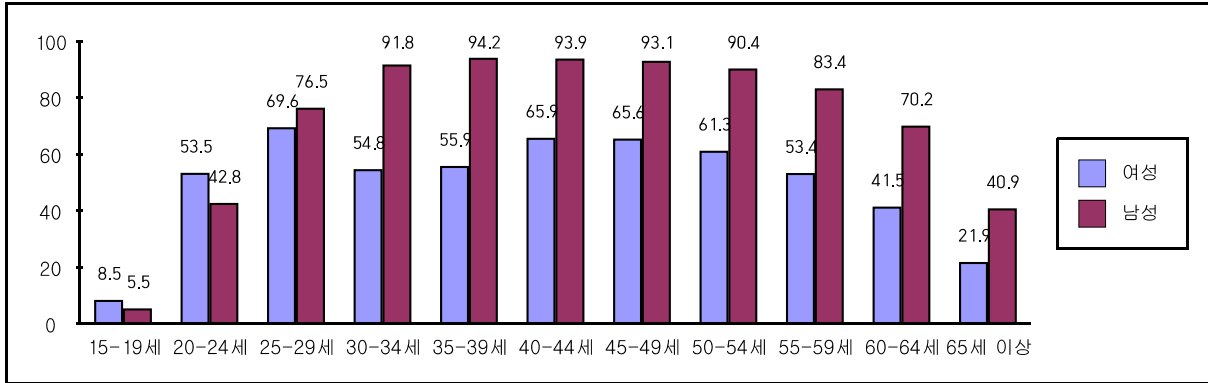
[그림 2]~[그림 4]는 2010년, 2015년, 2018년 각각의 성·연령별 경제활동 참가율을 나타낸다. 남성의 경제활동참가율은 역U자형을 띠고 있는데 20대에 급격히 증가하여 40대 후반에서 50대초에 서서히 감소하는 모습을 보인다. 그에 비해 여성의 경제활동참가율은 M자형을 띠고 있다. 이는 20대 초중반 여성들이 노동시장에 참여하다가 30대초 이후 임신·출산·육아를 이유로 경제활동에서 멀어지다가 자녀 양육시기 이후에 다시 노동시장에 입성하는 현상으로 여성의 경력 단절 현상을 나타낸다. 연도별로 여성의 경제활동참가율 양상을 비교해보자면, 2010년부터 2018년으로 시간이 지남에 따라 M자형이 다소 완만해지고 최저점이 오른쪽으로 약간 이동한 것을 볼 수 있다. 이는 여성의 학력수준이 높아져 노동시장에 참여하고 결혼 및 출산이 늦어짐에 따라 보이는 양상으로 추정된다(최효미, 2013).

이렇게 2000년대 이후 여성의 경제활동참가율이 증가한 것에는 여성의 경제사회적 역할에 대한

인식 변화, 중산층 생활 유지를 위한 맞벌이 필요성 증대, 일과 가정의 양립을 위한 정부의 지원 정책 등 다양한 이유가 존재할 것이다(윤미례·김태일, 2017). 본 연구는 그 가운데서 보육시설 이용 가능성에 주목하여 보육시설 이용이 여성의 노동공급에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하고자 한다.

[그림 2] 2010년 성·연령별 경제활동 참가율

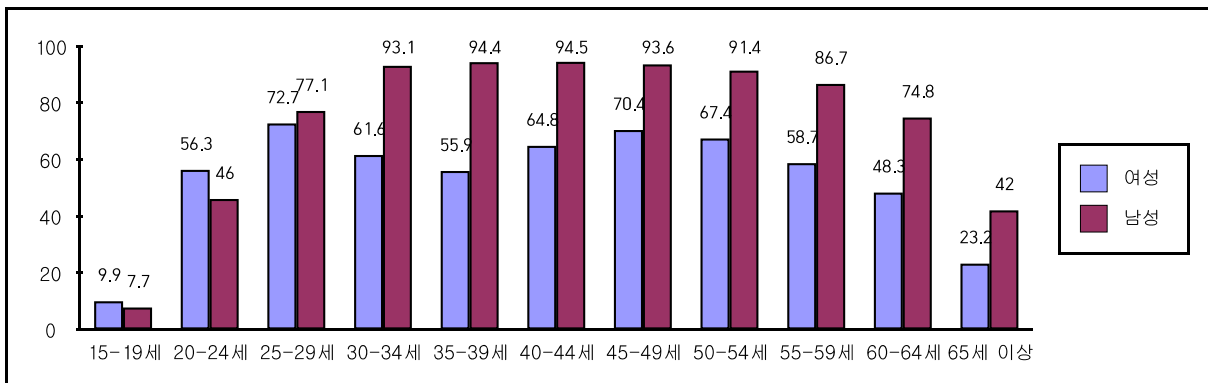
단위: %



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」

[그림 3] 2015년 성·연령별 경제활동 참가율

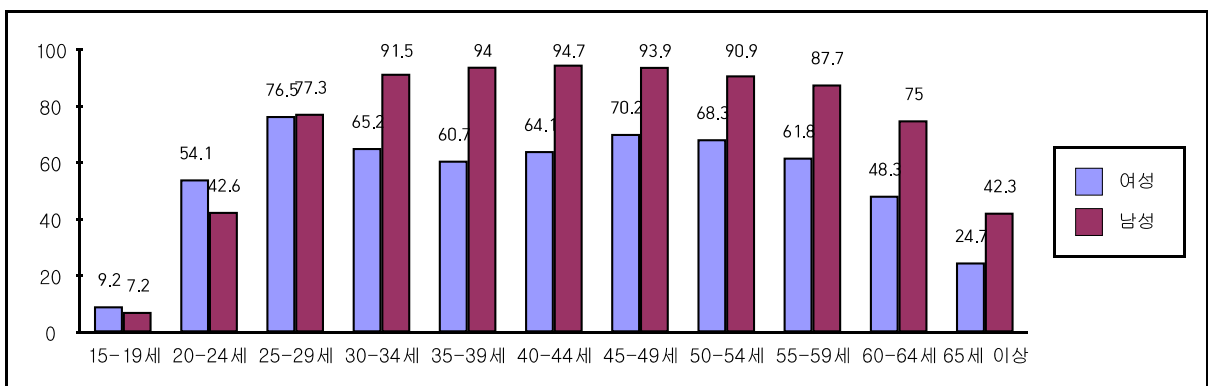
단위: %



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」

[그림 4] 2018년 성·연령별 경제활동 참가율

단위: %



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」

III. 선행 연구

보육지원정책이 기혼여성의 경제활동에 미치는 영향에 관한 국내연구는 거시적으로 보육서비스 정책의 비중 혹은 보육시설 등록률을 설명변수로 한 국가 간 비교연구와 보육료 지원률의 차이를 이용한 지역단위연구, 그리고 보육료 지원액의 크기, 보육료 지원여부, 보육시설 이용여부를 주요 설명변수로 한 미시적 개인단위 연구로 나눌 수 있다. 이들 연구를 보육지원정책이 여성의 경제활동참여를 증가시킨 연구와 증가시키지 않은 연구로 분류하여 살펴보았다.

1. 보육지원정책이 여성의 경제활동참여를 증가시키지 않은 연구

먼저 보육지원정책이 여성의 경제활동을 증가시키지 않은 연구이다. 최성은·우석진(2009)은 노동패널 10차(2007년)자료로 프로빗 모형을 추정하여 보육료지원이 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 2007년 보육료 지원대상을 가려내 보육료 지원액을 측정하였는데, 이때 차등보육료, 만5세아 무상보육료, 두자녀 이상 보육료 등 가구당 해당 보육료 지원액을 모두 적용하였다. 분석결과 현행 보육료 지원은 기혼여성의 노동참여를 오히려 감소시키는 것으로 나타났다. 현행까지는 보육료 지원이 소득구간별로 이루어지고 있어, 여성의 취업으로 인하여 가구소득이 증가하는 경우 보육료 지원 혜택에서 배제될 수 있기 때문인 것으로 보였다.

주보혜(2010)는 노동패널 6차(2003년), 10차(2007년) 자료를 이용한 이중차분법으로 보육료 지원의 확대가 여성 경제활동참여에 미치는 영향을 분석했다. 보육료 지원은 여성의 경제활동 참여를 늘리지 못했고, 저학력 가구의 영유아 자녀 어머니를 대상으로 한 분석에서는 보육료 지원이 여성 경제활동 참여에 부정적 영향을 미칠 수 있는 가능성을 보이기도 했다.

최성은(2011)은 노동패널 10차(2007년)자료를 활용한 횡단면 분석으로 보육료 지원정책이 기혼여성의 노동공급에 미치는 효과를 분석했다. 보육료 지원액 변수로는 보육료지원액 변수 외에 취업시와 비취업시 보육료지원액의 차이를 활용하였다. 보육료 지원이 소득구간별로 이루어지고 있어, 여성의 취업으로 인하여 가구소득이 증가하는 경우는 보육료지원 혜택에서 배제될 수 있어 기혼여성의 취업에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 취업시 받을 수 있는 보육료지원액과 취업하지 않았을 때 받을 수 있는 보육료지원액의 차이를 변수로 활용하게 되면 보육료 지원대상이 되지 않는 취업모 중 취업하지 않았더라면 보육료 지원을 받을 수 있었던 여성과 그렇지 않은 여성을 차별화하여 식별할 수 있다는 장점이 있다. 취업여성의 경우 취업시 받을 수 있는 보육료지원액은 현상태에서 해당 가구가 보육시설을 이용할 경우 받을 수 있는 보육료 지원액이며, 비취업시 받을 수 있는 보육료지원액은 자신의 소득을 제외한 가구소득만이 존재하는 경우 받을 수 있는 가상적 보육료 지원액이다. 비취업여성의 경우 취업시 받을 수 있는 보육료 지원액은 취업할 경우 받을 수 있는 임금이 추가적으로 있는 경우 받을 수 있는 보육료 지원액이며, 비취업시 받을 수 있는 보육료지원액은 현상태에서 해당가구가 보육시설을 이용할 경우 받을 수 있는 보육료지원액이다. 비취

업여성이 취업시 받을 수 있는 보육료지원액은 비취업여성의 임금 전망치를 활용하여 산출하였다. 분석 결과 보육료 지원액과 취업시·미취업시의 보육료 지원액의 차이는 둘 다 여성의 노동공급과 음의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

박효진·은선경(2012)은 여성가족패널 1차, 2차년도 자료를 이용하여 경력단절 경험을 가진 여성의 취업여부에 미치는 영향을 분석하였다. 일-가족 양립여부(일과 육아 병행)를 종속변수로, 개인적·제도적 특성을 설명변수로 로짓분석을 수행하였는데 보육시설이용은 노동시장 재진입에 있어 유의미하지 않게 나타났다.

이영욱(2016)은 NCCS(National Childcare Survey) 2009년, 2012년 자료를 이용하여 보편적 보육 지원이 보육 결정과 어머니의 고용에 미치는 영향에 대해서 분석하였다. 0-2세의 모든 영아들에게 무상보육에 제공되었던 2012 한국의 보편적 보육으로의 개혁을 이용하여 이중차분 분석한다. 무상 보육지원 도입은 0-2세 아이들의 보육시설이용을 증가시켜 3-4세 아이들에 비해 더 적은 엄마들에 의한 돌봄을 받게 하였다. 그러나 보육지원 확대는 어머니들의 노동공급에 대해서는 거의 효과를 보이지 않았다.

2. 보육지원정책이 여성의 경제활동참여를 증가시킨 연구

다음으로 보육지원정책이 여성의 경제활동을 증가시킨 연구이다. 먼저 국가 간 비교연구를 살펴본다. 류연규(2009)는 한국을 제외한 OECD 16개국의 21년 자료를 결합시계열 분석방법을 이용하여 일가족양립정책이 노동시장 젠더형평성에 미치는 영향력을 실증적으로 분석하였다. 보육서비스의 가장 근접한 자료로 판단되는 가족서비스지출비율은 여성고용을 통계적으로 유의미하게 증가시켰다. 장지연(2011)은 25년간 OECD 국가자료를 이용하여 패널회귀분석을 시행했다. 가족정책지출에서 보육서비스지출의 비중을 높이는 것은 남성대비 여성의 고용율을 증가시킨 것으로 나타났다. 최영(2012)은 한국을 포함한 OECD 21개국을 대상으로 1980년부터 2007년까지 결합시계열자료를 구성하여 아동·가족, 노인, 장애인과 관련된 사회적 돌봄 서비스가 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 생애주기에 따라 살펴보았다. 아동보육 및 재택 돌봄 서비스 지출, 기타 아동관련 현물 서비스 지출이 포함된 아동·가족 관련 현물 서비스에 대한 GDP 대비 공적지출 비율은 모든 연령대의 여성의 노동시장 참여에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 류연규(2017)는 한국을 포함한 19개 국가의 ISSP 2002 자료를 이용해 25~44세 유자녀 여성들의 취업 여부와 근로시간에 대한 영향을 다층분석했다. 다층모델 로짓 회귀분석과 다층모델 선형 회귀분석 결과 0~2세 보육서비스 등록률은 유자녀 여성들의 취업과 근로시간에 직접적인 정(+)적 영향을 보였다. 그러나 3~5세 보육서비스 등록률이 클수록 취업승산이 낮아졌는데 이는 3~5세 보육서비스가 일부국가에서는 어머니 고용을 지원하는 일가족양립정책이 아닌 교육정책 특성이 강해서인 것으로 보인다. 윤승희(2018)는 한국 포함 17개국의 EVS와 WVS(2009)를 통합한 자료를 활용하여 일-가족 양립정책이 여성의 경제활동과 근무형태에 미치는 영향에 대해 분석했다. 분석결과 아동보육에 대한 공공지출 비율이 높을수록 여성의 경제활동 확률과 전일제 근무확률을 높이는 것으로 나타났다.

양지숙(2011)은 복지패널 2~5차(2006~2009년) 자료를 이용하여 보육지원서비스 이용이 여성의 경제활동에 미치는 영향을 분석했다. 보육서비스 이용여부는 국공립 보육시설 이용여부와, 보육료 보조여부를 포함한다. 분석결과 보육서비스 이용은 여성의 경제활동 참여에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

진선미·강은나·장용석(2011)은 한국복지패널조사 2006~2009년 자료를 활용하여 만 7세 미만 미취학아동을 양육하는 여성을 대상으로 사회서비스 지속성이 기혼여성의 경제활동참여 여부와 형태에 미치는 영향을 분석하였다. 사회서비스 지속성은 미취학 아동을 양육하는 여성이 사회서비스의 단절 경험없이 연속적으로 이용하는 것으로 측정된 것으로 아동복지서비스 항목(보육시설이용, 아동상담, 방과후지도, 무료급식, 예체능교실, 문화활동, 가정봉사서비스)과 바우처 서비스(산모신생아도우미 사업, 아동인지능력 향상서비스)를 포함한다. 패널로지분석 결과, 사회서비스 지속성은 기혼여성의 경제활동 참여여부 및 형태에 유의미한 요인으로 나타났다. 다항로지스틱 회귀분석으로 살펴본 경제활동 참여형태와 관련한 분석으로는 사회서비스 지속성이 비임금근로 및 임시직·비정규직 취업에 긍정적 영향 미쳤으나 상용직 취업에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

고혜원(2012)은 OECD 19개 국가 대상으로 1981년부터 1999년, 약 20년간의 자료를 이용하여 기혼 여성들의 노동공급을 높이기 위한 사회정책을 분석하였다. 분석결과 보육서비스 지출과 같은 사회정책지출의 확대는 여성의 경제활동참가율을 높이는 방향으로 작용하였으나, 가족수당과 같은 현금지급은 경제활동참가율을 억제시키는 것으로 나타났다. 또한 한국노동패널 2003년과 2008년 자료를 사용하여 영유아 보육료 지원 정책이 여성노동공급에 미친 영향을 이중차분법으로 분석하였다. 분석결과 보육료 지원이 여성경제활동참가에 미치는 영향은 유의하지는 않지만 대체로 여성 경제활동 참여를 늘리는 것으로 나타났다. 그러나 저학력이면서 저소득층인 기혼여성의 경제참여는 감소했는데, 2003년 이전에 이미 보육료지원을 받고 있었기 때문으로 보인다.

최미향(2013)은 16개 시·도의 2001~2007년도 보육료 지원을 차이를 이용하여 보육서비스 지원이 여성의 경제활동참가율에 미치는 영향을 분석했다. 결합시계열분석은 모든 지방정부에 적용되는 외생적 충격의 영향을 통제할 수 있어 고려되지 않은 변수로 인한 영향을 통제할 수 있다. FGLS(실행가능한 일반화된 최소자승) 추정을 활용하였다. 보육서비스 지원 변수는 가장 많은 예산이 배분되어 있는 주요 프로그램인 만 0~4세 차등보육료 지원사업의 수혜 아동 수를 해당 지역 내 만 0~4세 아동 수로 나눈 비율이다. 분석결과 경제활동참여에 영향을 미치는 개인적 및 사회경제적 요인이 지역별로 차이가 있음에도 불구하고 어느 지역에서나 보육서비스 지원이 여성의 경제활동 참여를 늘리는 것으로 나타났다. 그러나 개인단위 분석을 하지 않아 분석대상의 연령과 결혼여부를 알 수 없었다.

최효미(2013)는 한국노동패널조사 2007~2009년 자료를 사용하여 지역내 보육시설 설치율이 기혼 여성의 경제활동에 미친 영향을 임의 효과 패널 프로빗 모형으로 분석하였다. 어린이집·유치원 설치율은 거주지내 위치한 어린이집·유치원 수를 동일 지역내 5세미만 아동수로 나눈 후 100을 곱하여 산출한 값으로, 거주지역 내 아동 100명당 몇 개의 어린이집 혹은 유치원이 있는지를 의미한다. 분석결과 국공립 어린이집 설치율은 여성의 노동시장 참여와 근로시간에 모두 유의미한 정(+)의

영향을 미쳤다. 그러나 전체 어린이집 설치율은 둘 다에서 유의한 영향을 발견하지 못했다.

유자영(2015)은 여성가족패널 4차(2012년도) 자료를 이용하여 20세 이상 45세 이하의 기혼여성의 경제활동참여에 영향을 미치는 요인을 탐색하였다. 다항로지스틱 회귀분석의 한계효과 추정결과, 보육시설 이용여부는 여성의 경제활동참여에 긍정적인 영향 주는 것으로 나타났다. 정규 전일제의 고용가능성을 높이지는 못했지만 미취업 가능성을 낮추고 그 외 경제활동참여형태의 고용 가능성을 상당히 높여주는 것으로 나타났다.

이승재(2016)는 한국복지패널 2007년, 2010년, 2013년 자료를 사용하여 보육료·유아학비 지원 확대가 모의 노동공급에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 2009년과 2013년에 이루어진 보육료·유아학비 지원 확대를 이용하여 이중차분 분석한다. 분석결과, 2009년에 이루어진 보육료·유아학비 지원 확대는 영·유아 모의 노동시장 참여 확률과 노동시간을 통계적으로 유의미하게 변화시키지 못한 반면, 2013년에 이루어진 보육료·유아학비 지원 확대는 영·유아 모의 노동시장 참여 확률과 노동시간을 모두 통계적으로 유의미하게 증가시켰다. 이로 말미암아 보편적인 보육서비스 제공은 우리나라에서도 여성의 탈가족화를 추동하여 모의 노동공급을 증가시키는 것으로 보였다.

한종석·이영재·홍재화(2017)는 생애주기 모형을 이용하여 2013년 도입된 전 계층에게 보육료를 지원하는 보편적 지원과 대안 정책으로 제시되고 있는 가상의 취업 여성에게만 보육료를 지원하는 취업조건부 지원, 이 두 가지 보육 정책이 거시경제와 가구별 기혼 여성노동공급에 미치는 영향을 추정하였다. 취업조건부 정책에서는 기준경제(2011년) 대비 여성고용률은 0.73% 증가하였고, 보편적 지원 정책에서는 보육시설 이용률이 53%인 2013년 수준에서 여성고용률이 0.23% 증가하였다. 양육수당은 미취업 상태의 효용을 증가시켜 생산성이 낮은 여성들부터 노동공급을 중단하게 만드는 것으로 나타났다. 여성경제활동 참가율 향상이라는 정책목표만을 달성하기 위해서는 취업여성에게만 보육료를 지원하는 취업조건부 지원을 양육수당 없이 제공하는 것이 가장 효과적이라고 분석했다.

김현숙(2018)은 19년 간(1998~2016년)의 노동패널조사를 이용하여 우리나라의 보육료 지원이 영유아 보육시설·유치원 이용, 기혼여성의 노동시장 참여, 근로시간에 어떤 영향을 미쳤는지 분석한다. 패널프로빗 모형을 통한 분석에서 부모보육료 지원은 정부의 지원이 없었을 경우와 비교할 때 기혼여성의 노동시장 참여를 3.5%p 증가시켰다. 패널도구변수 선형회귀분석 결과 부모보육료 지원이나 영아에게 제공되는 기본보육료는 기혼여성의 근로시간에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이 연구는 지난 10년간 지속적으로 추진된 정부의 영유아 보육지원 확대가 기혼여성의 노동시장 참여율에 대해서 어느 정도 결실을 보이고 있다는 점을 확인했다는 점에서 의의가 있다.

박정아(2019)는 2015~2017년 전국 시도별 자료를 이용하여 가임기 여성의 노동시장 참여 영향요인을 분석하였다. 다중선형회귀분석결과 영·유아 보육서비스 이용률은 가임기 여성 고용률에 정적(+)인 영향을 미쳤으나 어린이집 설치수는 가임기 여성 고용률에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

분석결과 보육료 지원이 어머니의 노동공급에 미친 영향을 분석한 국내선행연구들은 혼재된 결과를 보이고 있다. 국가 간 비교연구의 경우 거의 대부분의 연구가 보육정책의 지출 증가가 여성

고용에 유의미한 영향을 미쳤다. 우리나라의 보육지원정책이 여성고용에 미치는 영향에 관한 연구는 2012년을 기점으로 그 이전에 보육정책이 여성고용에 미치는 영향은 없거나 부적(-)인 영향을 주는 것으로 나타났으나, 이후에는 보육료 지원 및 보육시설이 여성 고용률에 미치는 영향은 이영욱(2016)을 제외하고는 대부분 긍정적으로 나타났다. 이는 2013년 정부의 보편적 보육지원 도입과 비슷한 시기라고 볼 수도 있을 것이다.

또한 선행연구들은 보육정책을 측정하는 지표로 보육비용을 이용¹⁰⁾하거나, 전 계층 무상보육 및 맞춤형 보육이 도입된 시기 이전을 대상으로 한 연구이거나 모의(模擬)노동공급을 가상적으로 추정하여 실증성이 부족하거나(이승재, 2016) 개인단위 분석이 아닌 지역단위 분석으로 인적·가구 특성을 통제하지 못했다는 한계점이 있다. 또한 앞서 언급한 바와 같이 정책효과를 추정하는 데에 있어서 모성 노동공급에 대한 보육시설 이용의 이질적인 처치효과를 감안한 국내 선행연구는 아는 바로는 없다.

Yamaguchi·Asai·Kambayashi(2019)는 일본의 보육정책이 어머니의 노동공급에 미치는 효과가 작거나 통계적으로 유의하지 않은 것이 정책에 대한 전업모와 취업모의 이질적인 처치효과에 의한 구축효과 때문이라고 추정한다. 일본은 우리나라와 다르게 취업여부에 따라 취업모에게 보육시설이 먼저 할당되어 외벌이 가구가 보육시설을 이용하는 것이 쉽지 않다. 맞벌이 가구의 경우 비공식 보육 방식을 이용하고 있다가 보육시설을 이용하게 된다. 이 때 이미 취업한 상태의 엄마들은 정책효과(보육시설을 이용함으로써 경제활동에 참가하는 효과)로 나타나지 않는다. 이 연구는 이미 취업한 엄마들에게만 보육시설을 제공하는 현 제도가 비효율적이라는 것을 시사한다. 이는 선택적 보육과 보편적 보육 사이에서 정책방향을 설정하는 데에 있어 우리나라 자료를 이용한 분석 또한 시사하는 바가 적지 않으리라 판단된다.

따라서 본 연구는 Yamaguchi(2019) 연구방법을 차용하여 보육시설 이용과 모성 노동공급의 인과분석을 수행하고자 한다. 첫째로, 선택편의를 제거할 수 있는 준실험으로 보육시설의 영유아인구 수 대비 보육정원인 어린이집 공급률의 지역적 차이를 이용하여 분석한다. 둘째로, 우리나라는 일본처럼 취업모에게만 보육시설 우선권을 부여하진 않지만 보육수요가 공급을 초과함에 따라 보육시설 입소 우선순위에 따라 정책대상을 다소 제한하였다. 그러므로 보편적 복지를 도입한 2013년, 맞벌이 가구에 200점 우선순위를 도입한 2015년, 맞춤형 보육을 시행한 2016년 이후(7월)에 따라 보육시설에 접근할 수 있는 가구의 특성이 달라진다. 이를 이용하여 맞벌이 가구에 어린이집 입소 우선순위를 둔 2015년 이후 보육시설이 어머니 고용에 미치는 처치효과를 추정하고자 한다.

IV. 연구의 설계

1. 분석 자료 및 단위

10) 보육정책을 측정하는 지표는 다양하다. 선행연구들 또한 보육료 지원률의 차이를 이용한 지역단위연구, 그리고 보육료 지원액의 크기, 보육료 지원여부, 보육시설 이용여부를 주요 설명변수로 한 미시적 개인단위 연구 등으로 여러 가지 지표를 사용하여 보육정책이 여성고용에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 우리나라는 정부가 보육비용을 통제하고 있기 때문에 보육비용이 어머니의 노동공급에 시사하는 바가 적다.

본 연구에서는 여성의 노동공급에 대한 보육시설의 이질적인 처치효과를 추정하기 위해 배우자와 5세 이하 자녀가 있는 45세 이하 여성 가구원을 분석대상으로 하였다. 보육료 지원 대상은 1~6세이지만 6세(만5세)의 경우 유치원과 대체효과가 높다고 판단되어 분석대상에서 제외하였다. 한국노동패널 18차년도(2015년)~21차년도(2018년) 자료를 사용하여 횡단면 분석으로 진행하였다.

2. 분석 방법

가. MTE 분석의 필요성¹¹⁾

정책의 인과효과를 평가할 때 서로 다른 선택을 한 두 경제주체의 결과를 단순 비교함으로써 두 선택의 효과를 살펴볼 수도 있을 것이다. 그러나 경제주체가 얻을 수 있는 결과가 선택에 주요한 영향을 미칠 경우 처치효과(treatment effect)를 왜곡하여 평가하기 쉽다. 선택과정의 메커니즘을 적절히 통제하지 않는 한 처치효과 추정량은 편의를 가지게 되는데, 이를 선택편의(selection bias)¹²⁾라고 부른다. 그렇다면 동일한 특성들을 가지고 있는 사람들 중 처치를 받은 사람과 그렇지 않은 사람의 결과를 비교할 수도 있을 것이다. 그러나 동일한 특성을 가진 사람들 가운데서도 서로 다른 선택을 한 사람들이 존재한다. 이때 관찰할 수 없는 어떤 이질성(unobserved heterogeneity)이 존재하여 그것이 선택에 영향을 미치고, 궁극적으로 결과에도 영향을 미친다고 여길 수 있다. 결국 처치효과를 적절히 추정하기 위해서는 관찰 가능한 특성 뿐 아니라 관찰 불가능한 특성까지도 통제해야 할 필요가 있다. 이러한 특성들의 적절한 통제를 위하여 도입된 개념 가운데 하나가 MTE(marginal treatment effect)이다. MTE는 결과에 영향을 미치는 관찰가능한 변수와 선택에 영향을 미치는 관찰불가능한 변수를 조건부로 하는 평균적인 처치효과이다.

나. MTE 분석 방법¹³⁾

본 연구에서는 Yamaguchi 외(2019)의 연구를 참고하여 엄마의 관찰되는 특성과 관찰되지 않는 특성에 따라 달라지는 이질적인 처치효과를 추정한다. Bjorklund and Moffitt(1987)와 Heckman and Vytlacil(2005)에 의해 발전된 MTE framework을 이용하고자 한다(Yamaguchi 외, 2019).

$j=1$ 는 처치됨을 의미하고 $j=0$ 는 처치되지 않음을 의미하는 처치상태의 지표이다. 처치상태 j 일 때 잠재적 결과 Y_j 는 아래와 같이 주어진다.

11) 이 절의 서술은 이슬(2011)의 연구를 참고하였다.

12) 정책 지원 대상이 무작위적이지 않게 선택되어 실험집단(treatment group)과 통제집단(control group)의 동질성이 확보되지 않게 되면, 이로 인한 비동질적 특성 차이가 분석결과에 영향을 미칠 수 있다(허재완·정보리, 2012). 즉, 특정 속성을 가진 집단만이 정책의 대상이 되는 '선택편의'가 발생한다(김경희·윤자영, 2009).

13) MTE framework의 설명은 Cornelissen 외(2016, 2018), Andresen(2018) 그리고 Yamaguchi 외(2019)의 연구를 참고하였다.

$$Y_j = X\beta_j + U_j \quad (1)$$

$$E(U_j | X) = 0 \quad (2)$$

X 는 통제변수들의 벡터이고 U_j 는 Y_j 에 영향을 미치는 관찰불가능한 개별적 특성으로서 X 로는 설명되지 않는 부분으로, X 와 독립인 오차항이다.

처치상태는 아래의 선택 방정식에 따라 결정된다.

$$D^* = 1\{\delta Z + X_\gamma - V > 0\} \quad (3)$$

D 는 처치에 대한 더미변수로, $1\{\cdot\}$ 은 중괄호 안의 조건을 만족하면 1의 값을 갖고 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 지시함수(indicator function)다. Z 는 결과방정식 (1)에서 제외된 도구변수 벡터다. 본 연구의 도구변수 Z 는 주어진 지역에서의 아이 당 보육시설 자리로 정의되는 보육시설의 공급률이다. 이 도구변수의 타당성은 다음 장에서 자세히 분석하기로 한다. 그 외에 도구변수벡터에는 공급률과 외생변수 X 의 부분집합과의 상호작용항을 포함한다. V 는 처치에 대한 성향의 관찰되지 않는 이질성을 뜻하는 i.i.d. 오차항이다(Cornelissen 외, 2016). 오차항 V 는 선택방정식 (3)에서 음(-)의 부호를 달고 있기 때문에, 이는 개인이 처치를 받지 않게 하는 관찰되지 않는 특징의 스칼라다. 이를 처치에 대한 저항(resistance)라고 부른다.

선택 방정식 (3)은 다시 이렇게 쓰일 수 있다.

$$D = 1\{X_\gamma + \delta Z > V\} \quad (4)$$

$$= 1\{F_V(X_\gamma + \delta Z) > F_V(V)\} \quad (5)$$

$$= 1\{P(X_\gamma + \delta Z) > U_D\} \quad (6)$$

기존 MTE 연구에서는, V 의 절대치보다는 V 의 분포의 분위에서 처치효과를 추정한다. F_V 는 V 의 누적분포함수이고, $P(\cdot)$ 는 성향 점수(propensity score), 즉 관찰되는 특징 Z 를 갖고 있는 개인이 처치를 받을 확률이다. U_D 는 관찰되지 않는 저항 V 의 분위수(quantiles)이다. 따라서, 개인들은 성향 점수가 개인이 위치한 V 분위의 분위수를 초과할 때, 즉 관찰되는 특징들 X_γ 와 δZ 하에서 처치에 대한 동기(encouragement)가 처치에 대한 저항을 초과할 때 처치 받는다. 우리는 (U_0, U_1, U_D) 가 조건부로 주어진 X 에서 Z 와 독립이라고 가정한다.

여기서 한 개인에 대한 두 가지 잠재적 결과 Y_0 와 Y_1 을 모두 관찰할 수는 없다. 대신 처치상태에 따라 Y_0 이거나 Y_1 일 실현된 결과 Y_j 를 관찰할 수 있다. 따라서 방정식 (1)은 다음과 같이 전개된다.

$$Y_j = (1 - D)Y_0 + DY_1 = Y_0 + D(Y_1 - Y_0)$$

$$\begin{aligned}
&= X\beta_0 + U_0 + D(X\beta_1 + U_1 - X\beta_0 - U_0) \\
&= X\beta_0 + D(\underbrace{X\beta_1 - X\beta_0 + U_1 - U_0}_{Y_1 - Y_0(\text{처치효과})}) + U_0
\end{aligned}$$

이 잠재적 결과방정식은 여기서 처치디미변수의 계수가 개인마다 다르고, $Y_1 - Y_0 = X(\beta_1 - \beta_0) + U_1 - U_0$ 인 회귀 모형으로 나타낼 수 있다(Quandt, 1972; Lee, 1979; Cornelissen 외(2016) 재인용). 이 처치효과, 즉 처치상태와 비처치상태에서의 잠재적 결과의 차이는 두 부분으로 구성되어 있다. 관찰되는 특징들의 차이($X(\beta_1 - \beta_0)$)와 관찰되지 않는 특징들의 차이($U_1 - U_0$)의 결과이다. MTE 분석에서 중요한 점은 처치로부터의 관찰되지 않는 효과($U_1 - U_0$)를 선택에 영향을 미치는 관찰되지 않는 특징들(V)과 연관시킨다는 것이다(Cornelissen 외, 2018). MTE는 이렇게 정의할 수 있다.

$$MTE(X = x, U_D = u_D) = E(Y_1 - Y_0 | X = x, U_D = u_D). \quad (7)$$

이는 MTE가 x 라는 특성과 관찰되지 않는 처치에 대한 저항(이질성)으로 u_D 라는 값을 갖는 경제 주체들에 한정하여 고려했을 때의 평균적인 처치효과를 뜻한다(이슬, 2011). 평균처치효과(ATE; Average Treatment Effect), 처치집단의 처치효과(TT; Effect of Treatment on the Treated), 그리고 비처치집단의 처치효과(TUT; Effect of Treatment on the Untreated) 같은 정책관련 모수들은 MTE에 가중평균하여 구할 수 있다.

본 연구에서는 개인별로 처치효과가 다르다고 기대한다. 처치효과는 처치상태와 비처치상태 사이의 엄마의 노동공급의 차이이다. Yamaguchi 외(2019)의 연구에서 대부분 처치상태의 엄마들은 취업상태인데 왜냐하면 일본의 보육정책 하에서 엄마들의 취업은 현실적으로 보육시설을 이용하기 위한 자격조건이기 때문이다. 그러나 비처치상태에서 엄마들은 조부모가 제공하는 돌봄 같은 대안적인 보육방식의 이용가능성에 따라 일을 할 수도, 안 할 수도 있다. 이는 처치효과가 대안적 돌봄 방식의 이용가능성에 의해 다르다는 것을 암시한다.

u_D 을 경제학적으로 해석하기 위해서는 한국의 연도별 입소우선순위를 고려해야 한다. 처치에 대한 관찰되지 않는 저항 u_D 는 입소우선순위에 따른 보육시설 이용 집단에 따라 의미가 변하기 때문이다. 높은 u_D 값은 보육시설을 이용할 낮은 가능성을 의미하고 낮은 u_D 값은 보육시설을 이용할 높은 가능성을 의미한다. 우리나라는 2015년부터 취업모를 중심으로 하는 보육정책을 실시하였고 2016년 7월에는 종일반을 취업모에게만 배정하는 맞춤형 보육을 실시하였다. 그러나 일본과는 달리 보육시설을 이용하는 어머니의 비중이 어느 한 쪽으로 명백하게 편향되지는 않았으므로 정확하게 u_D 를 해석하기는 어렵다. 다만 u_D 에 따른 연도별 MTE 곡선의 추이를 바탕으로 정책의 변화와 관찰되지 않는 처치에 대한 저항 u_D 를 연결시켜 해석하고자 한다.

다. LIV를 사용한 MTE 추정

MTE를 추정하는 방법 중 하나는 Heckman과 Vytlačil(1999, 2001, 2005)이 발전시킨 LIV(Local Instrumental Variable)를 사용하는 것이다. 이는 MTE를 성향점수에 대한 Y의 조건부 기댓값의 도함수로 추정하게 한다(Andresen, 2018). LIV는 다음과 같이 정의된다¹⁴.

$$LIV(x, p) = \frac{\partial E(Y|X=x, P(X_\gamma + \delta Z) = p)}{\partial p}$$

즉, LIV는 외생변수들 X와 성향점수 $P(X_\gamma + \delta Z)$ 를 조건부로 한 평균 결과 Y를 p에 대해서 미분한 것이다. LIV가 MTE를 어떻게 식별하는지 살펴보면 다음과 같다.

Brinch 외(2017)에 따르면, $U_D = u_D$ 라고 주어졌을 때 잠재적 결과 방정식은 관찰되는 요소와 관찰되지 않는 요소로 분리가능하다고 가정한다.

$$E(Y_j | X = x, U_D = u_D) = x\beta_j + E(U_j | U_D = u_D).$$

이 선형분리성 가정은 또한 MTE가 또한 부가적으로 관찰되는 부분과 관찰되지 않는 부분으로 나뉘질 수 있다는 것을 의미한다.

$$MTE(X = x, U_D = u_D) = \underbrace{x(\beta_1 - \beta_0)}_{\text{관찰되는부분}} + \underbrace{E(U_1 - U_0 | U_D = u_D)}_{\text{관찰되지않는부분}} \quad (8)$$

선형성 가정을 사용하면 관찰되는 특징과 성향 점수가 주어졌을 때, 다음의 조건부 평균을 도출할 수 있다:

$$E(Y | X = x, P = p) = EY_0 + D(Y_1 - Y_0) | X = x, P(X, Z) = p \quad (9)$$

$$= x\beta_0 + x(\beta_1 - \beta_0)p + \underbrace{pE(U_1 - U_0 | U_D \leq p)}_{K(p)}$$

여기서 $K(p)$ 는 관찰되지 않는 처치에 대한 저항 U_D 에 따른 이질성을 포착하는 성향점수(p)의 비선형함수이다(Andresen, 2018). 성향점수 p에 대한 이 결과방정식 (9)의 유도는 $X = x$ 이고 $U_D = p$ 인 개인의 MTE를 도출한다. 즉, LIV는 잠재적 결과 방정식을 관찰된 설명변수 X들과 성향점수 $P(X, Z)$ 의 함수로서의 방정식을 생산한다(Cornelissen 외, 2018).

14) LIV의 정의는 이슬(2011)을 참고하였다. LIV를 이용한 MTE의 더 자세한 식별과정은 부록에 첨부하였다.

$$MTE(X = x, U_D = p) = \frac{\sigma E(Y | X = x, P(X, Z) = p)}{\sigma p} \quad (10)$$

$$= x(\beta_1 - \beta_0) + \frac{\sigma K(p)}{\sigma p}. \quad (11)$$

$$\frac{\partial E(Y | P(X, Z) = p)}{\partial p} = E(Y_1 - Y_0 | U_D = p) = MTE(U_D = p)$$

local IV 추정치는 어떻게 관찰되지 않는 특징들인 u_D 에 의해 정의되는 MTE를 도출할 수 있나? 선택방정식은 관찰되지 않는 특징 u_D 가 $< p$ 인 것이 처치되고 $u_D = p$ 인 것은 무시된다는 것을 나타낸다. 성향점수를 p_0 에서 p 만큼 증가(dp 만큼 조금)시키면 이전에는 무시되던, $u_D = p_0$ 인 사람들이 처치집단으로 포함된다. 방정식 (9)에서 Y에서의 증가는 개인들이 p 의 변화된 부분과 그들의 처치효과를 곱한 것과 같다: $dY = dp * MTE(U_D = p_0)$. Y에서의 변화를 p 의 변화로 미분하면, MTE를 도출할 수 있다: $dY/dp = MTE(U_D = p_0)$. 따라서, $U_D = p$ 에서의 MTE는 처치에 새롭게 선택된 사람들의 p 로 미분한 평균 결과의 변화이다(Cornelissen 외, 2016). 즉 MTE 곡선은 p 수준에서 방정식 (9)의 도함수가 된다.

본 연구에서는 Yamaguchi 외(2019)의 연구를 참고하여 local IV 분석을 시행하였다. 먼저 성향점수 $F_V(X_\gamma + \delta Z) = P(X_\gamma + \delta Z)$ 의 추정치를 예측하기 위해 다항 프로빗 모형으로서 처치선택방정식 (3)을 추정한다. 공변량들은 삼차항까지의 공급률, 부모의 나이와 교육수준, 본인의 소득을 제외한 가구소득의 로그¹⁵⁾, 지역수준 실업률 그리고 지역 더미를 포함한다. 또한 어머니 개인단위의 자료임을 감안하여 막내자녀의 나이와 영유아 자녀의 수도 통제변수로 추가하여 분석한다. 어린이집 공급률에 대한 이질적 반응을 가정하므로, 공급률과 부모 및 가구의 특징의 상호작용항을 포함한다.

다음으로 $K(p)$ 를 이차함수라고 가정한 선형회귀분석으로 결과방정식 (9)를 추정한다. 이렇게 기본모형에서 ($K=2$)인 p 에서의 이차다항식을 가정하지만 이후 강건성 검정 부분에서 고차항의 성향점수 또한 분석할 것이다. 공변량으로 부모의 나이와 교육수준, 본인의 소득을 제외한 가구소득의 로그, 지역수준 실업률, 막내자녀의 나이와 영유아 자녀의 수 및 지역더미를 포함한다. 부모의 나이와 교육수준, 소득에 대한 이질적 처치효과를 가정하므로, 부모 및 가구의 특징과 성향점수의 상호작용항을 포함한다. 표준오차는 100번 반복하여 붓스트랩되고 지역수준에서 클러스터링된다.

15) 가구소득은 모가 어린이집을 보낼 것인지, 양육수당을 받을 것인지와 노동시장에 참여할 것인지를 결정하는 데 주요한 기준이다. 그러나 가구소득을 독립변수로 포함할 시 결정방정식을 추정하는 데 있어서 종속변수인 모의 노동공급이 가구소득에 직접적인 영향을 미치기 때문에 내생성 문제가 생길 가능성이 크다(이승재, 2016). 이 문제를 해결하기 위해 본 연구는 가구소득 대신 모를 제외한 가구원소득에 로그를 취한 값을 독립변수로 포함하여 분석하였다.

V. 분석 결과

1. 보육시설 확대의 외생성

어린이집은 설립주체에 따라 국공립어린이집, 법인 어린이집, 부모협동 어린이집, 가정어린이집, 직장내어린이집, 민간어린이집으로 구분된다(영유아 보육법 제 10조). 이 가운데 국공립어린이집만 국가나 지방자치단체가 설치·운영하며 그 외에는 시장·군수·구청장의 인가를 받아 설치·운영할 수 있다(영유아보육법 제 13조).

우리나라의 보육서비스는 단기간에 보육수요를 충족시키기 위해 민간보육시설에 의존¹⁶⁾하는 체제로 구축되었다. 무상보육이 이루어지고 민간보육시설에 대한 정부 지원이 확대되어 보육시설 이용아동 수가 증가하면서 민간어린이집이 급속히 확대되었다(장하진·이옥·백선희, 2015). 전국적으로 어린이집 공급률은 2011년 이후 해마다 지속적으로 증가하는 추세를 보인다. 시·도별 어린이집 공급률을 살펴보면, 지역별로 공급률에 격차를 보이는 것으로 나타났다. 광주, 전남, 제주 지역이 70%가 넘는 공급률을 보이는 반면, 부산과 울산은 51.2%, 53.8%로 50%를 조금 넘는 수준으로 나타났다(2018 전국보육실태조사).

Yamaguchi 외(2019)의 연구와 마찬가지로 본 연구에서도 도구변수로서 보육시설 공급률을 사용하기 전에, 보육시설 확장의 외생성을 검증한다. 어린이집의 설치율은 정부의 보육 정책에 따라 외부적으로 주어진 경우가 대부분으로 다른 변수에 비해 외생성이 강하다(최효미, 2013). 그러나 지역별 토지가격이나 지방자치단체의 예산 등 여타 시군구 단위 지역특성들이 보육시설 가용성 확대에 영향을 주었는지 확인하고자 한다. 보육시설 가용성은 시·군·구별 어린이집 공급률(coverage rate)을 활용한다. 영유아 보육서비스의 경우 거리상으로 가까운 곳에 위치한 기관으로부터 서비스를 제공받는 경향이 매우 강했으며, 보육 서비스 제공자 혹은 기관까지 가는데 소요되는 시간은 대부분 30분 이내인 것으로 나타났다(최효미, 2013). 또한 유치원의 경우 어린이집과 비슷한 프로그램을 제공하지만, 어린이집과 입소 대기기간에 차이가 있다. 2018년 보육실태조사에 따르면, 입소 대기신청 기관으로 국공립어린이집이 43.9%로 가장 높았고, 민간 어린이집(25.1%), 가정어린이집(13.2%), 사립유치원(6.9%), 공립유치원(4.6%) 순으로 뒤를 이었다. 따라서 본 연구에서 보육시설 공급률은 시·군·구 5세 이하 아이 당 보육시설 정원수로 측정할 수 있다. 보육시설 공급률 계산을 위하여 한국보육진흥원 보육통계의 시·군·구별 어린이집 정원 현황과 통계청의 시·군·구별 주민등록인구현황 자료를 이용하였다. 자료의 한계로 인하여 기준년도는 2009년으로 설정하였다. 2009년부터 2018년까지의 전체 어린이집과 국공립 어린이집 공급률의 변화를 2009년(기준년도) 공급률,

16) 어린이집 수는 영아 무상보육 실시와 누리과정 도입 연령을 점차 확대한 2012년 이후 지속적으로 증가하는 추세를 보였으나, 수요가 높은 국공립어린이집의 비율은 매우 낮다. 국공립어린이집 비율은 2015년 6.2%에서 2018년 9.0%로 증가했지만 일본(2014년 기준 41%), 프랑스(2013년 기준 66%), 스페인(2013년 기준 83%) 등 외국에 비하면 턱없이 낮은 수준이다. 2018년도에는 39,181개소로 나타났다. 영유아인구수 대비 보육정원인 어린이집 공급률은 2018년 59.4%로 나타났고 보육정원 대비 보육현원인 정원충족률은 81.6%였다. 2018년 보육실태조사에 따르면, 부모의 선호 육아 정책은 국공립어린이집 확충이 35.9%로 1위, 서비스 질 향상이 17.5%로 2위를 차지하여 국가가 제공하는 질 높은 공공보육서비스의 수요가 높게 나타났다.

합계출산률, 통합재정수지비율, 표준지 공시지가 평균값, 여성임금, 그리고 자료의 한계로 인한 2010년 여성경제활동참가율, 실업률에 회귀한다.

<표 4>는 회귀결과를 나타낸다. (1)열에서는 2009년 어린이집 공급률만을 포함하여 분석하였다. 당해년도 지역별 공급률 변화는 기준년도 공급률과 음(-)의 관계를 갖는다. 이는 더 낮은 공급률을 보이는 지역의 어린이집을 설치하려는 압력 및 수요를 암시한다. (2)열에서는 다른 모든 2009년, 2010년도 시군구 단위 지역특징들을 포함하여 분석하였다. 분석 결과 어떤 특정한 지역특성요소도 전체 어린이집 공급률 확대에 영향을 미치지 않았다.

그러나 <표 5>에 나와 있는 것처럼, 국공립 어린이집 공급률 확대에는 몇몇 지역특징들이 영향을 미치는 것으로 나타났다. Cornelissen 외(2017)에 따르면 기준년도의 지역특성이 보육시설 공급률 확대에 영향을 미친대도 대부분의 기준년도 특성들은 시간불변오차, 즉 지역별 차이를 반영하기 때문에 분석에 지역더미를 포함함으로써 처리된다. 그러나 국공립 어린이집 공급률 확대 분석에서는 지역더미를 포함한 경우에도 몇몇 특성들의 영향력이 유의한 것으로 나타났다. 2015년에는 로그 표준지 공시지가 표준값과 로그 여성시급과 음(-)의 관계를 가진다. 이는 아마도 지리적으로 분산되고 서비스 접근이 어려운 농산어촌과 도시에서도 보육시설의 접근성이 떨어지는 지역이나 저소득층 밀집지역에 국공립시설을 우선 설치하고 있기 때문인 것으로 보인다. 어린이집 미설치 지역과 저소득 밀집지역, 농산어촌 지역이 국공립시설 확충 우선순위가 되고 있다(장하진 외, 2015). 그러나 2016년에 들어와서 로그 여성시급에 대한 통계적 유의성이 사라지는 것을 볼 수 있다. 2017년에 들어와 여성시급과 공급률의 음(-)의 관계의 통계적 유의성이 사라졌는데 이는 국공립 어린이집의 공급이 늘어남에 따라 저소득층 위주의 지역적 편향성이 사라졌기 때문이라고 볼 수 있다. 로그 표준지 공시지가 표준값은 연도별로 꾸준히 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 보인다. 결론적으로는, 전체 어린이집 공급률은 정책 외생성을 충족하지만 국공립 어린이집의 경우 도구변수로 사용하기에 외생적이라고 말하기 어렵다. 이후 실증분석은 전체 어린이집 공급률만을 사용하여 진행하고자 한다.

<표 4> 전체 어린이집 공급률 확대의 결정요인

	2015		2016	
	(1)	(2)	(1)	(2)
2009년 어린이집 공급률	-.348*** (.054)	-.396*** (.113)	-.338*** (.058)	-.389*** (.121)
여성 경제활동참가율		.305 (.327)		.234 (.405)
합계출산률		-7.851 (8.353)		-7.856 (9.027)
통합재정수지비율		.279 (.278)		.319 (.304)
로그 표준지 공시지가 평균값		1.520 (1.954)		1.864 (2.022)
로그 여성시급 (임금/근로시간)		4.713 (3.228)		5.043 (3.373)
실업률		1.276 (1.102)		.607 (1.869)
지역더미		○		○
	2017		2018	
2009년 어린이집 공급률	-.328*** (.063)	-.368*** (.132)	-.342*** (.066)	-.396*** (.132)
여성 경제활동참가율		.196 (.454)		.238 (.489)
합계출산률		-5.548 (8.832)		-1.227 (11.230)
통합재정수지비율		.409 (.279)		.394 (.340)
로그 표준지 공시지가 평균값		2.282 (2.901)		1.537 (2.357)
로그 여성시급 (임금/근로시간)		5.029 (4.154)		4.950 (3.761)
실업률		.701 (1.915)		1.548 (2.156)
지역더미		○		○

자료: 여성경제활동참가율과 실업률은 2010년 인구주택총조사의 자료를 활용하여 산출하였다. 그 외의 모든 설명변수들은 2009년에 측정되었다. 합계출산률은 통계청의 인구동향조사 자료를, 통합재정수지비율은 ((세입-(지출+순융자))÷통합재정규모)*100(%)로 산정한 비율로 지방재정통합공개시스템 자료를 참고하였다. 표준지 공시지가 평균값은 국토해양부에서 발간한 2009년도 부동산 가격공시에 관한 연차보고서의 표준지 공시지가 가격수준 최고값과 최저값을 평균낸 것이다. 엄밀히 말해 지역토지가격의 평균값이라 할 수는 없으나 자료의 한계로 인해 위와 같이 같음하였다. 여성임금은 2009년 노동패널조사의 월급액을 월근로시간으로 나누어 계산하였다.

주: 붓스트랩된 표준오차는 괄호 안에 기입하였고 공급률과 지역특징과의 관계에 대해서 통계적 유의성을 최대한 줄이기 위해 지역더미를 추가하여 분석하였다.

<표 5> 국공립 어린이집 공급률 확대의 결정요인

	2014		2015	
	(1)	(2)	(1)	(2)
2009년 국공립 어린이집공급률	.131*** (.033)	.080 (.049)	.199*** (.037)	.155** (.073)
여성 경제활동참가율		.003 (.072)		.008 (.073)
합계출산률		-1.554 (1.251)		-1.457 (1.378)
통합재정수지비율		-.007 (.046)		.023 (.044)
로그 표준지 공시지가 평균값		-.778* (.420)		-1.062* (.580)
로그 여성시급 (임금/근로시간)		-.800** (.379)		-.506 (.626)
실업률		-.215 (.272)		-.123 (.324)
지역더미		○		○
	2017		2018	
2009년 국공립 어린이집공급률	.294*** (.042)	.212** (.084)	.409*** (.050)	.301*** (.088)
여성 경제활동참가율		.023 (.103)		.032 (.104)
합계출산률		-1.878 (1.444)		-1.711 (2.273)
통합재정수지비율		.025 (.048)		-.015 (.065)
표준지 공시지가 평균값		-1.215* (.632)		-1.649** (.720)
로그 여성시급 (임금/근로시간)		-.449 (.462)		-.476 (.796)
실업률		-.056 (.370)		.239 (.553)
지역더미		○		○

자료: 여성경제활동참가율과 실업률은 2010년 인구주택총조사의 자료를 활용하여 산출하였다. 그 외의 모든 설명변수들은 2009년에 측정되었다. 합계출산률은 통계청의 인구동향조사 자료를, 통합재정수지비율은 ((세입-(지출+순융자))÷통합재정규모)*100(%)로 산정한 비율로 지방재정통합공개시스템 자료를 참고하였다. 표준지 공시지가 평균값은 국토해양부에서 발간한 2009년도 부동산 가격공시에 관한 연차보고서의 표준지 공시지가 가격수준 최고값과 최저값을 평균낸 것이다. 엄밀히 말해 지역토지가격의 평균값이라 할 수는 없으나 자료의 한계로 인해 위와 같이 같음하였다. 여성임금은 2009년 노동패널조사의 월급액을 월근로시간으로 나누어 계산하였다.

주: 붓스트랩된 표준오차는 괄호 안에 기입하였고 공급률과 지역특징과의 관계에 대해서 통계적 유의성을 최대한 줄이기 위해 지역더미를 추가하여 분석하였다.

2. 조사대상자의 특성

분석에 사용된 표본의 기초통계량은 <표 6>과 같다. 분석에 사용된 관측치는 18차년도 513명, 19차년도 477명, 20차년도 453명, 21차년도 435명이었다. 어머니의 평균나이는 34~35세이다. 학력별로는 2015년 고졸이하의 학력을 가진 어머니가 29%, 전문대졸 어머니가 31%, 4년제 대졸이상 40%를 차지했고 2016년 고졸이하의 학력을 가진 어머니가 26%, 전문대졸 어머니가 32%, 4년제 대졸이상 42%를 차지하였다. 2017년에는 고졸이하가 24%, 전문대졸이 31%, 4년제 대졸이상 45%를, 2018년에는 고졸이하가 25%, 전문대졸이 31%, 4년제 대졸이상 44%를 차지하였다. 평균 여성에 비해 약간 높은 학력수준을 보였으며 최근으로 올수록 학력수준이 증가하고 있음을 볼 수 있다. 표본 내 어머니의 경제활동참여율은 2015년 37%에서 2016년 41%로 증가했다가 2018년에 38%로 다소 하락하였다.

배우자의 평균 나이는 36~38세이다. 배우자의 학력수준은 2015년에는 고졸 이하가 21% 전문대졸이 25%, 대졸이상 54%를 차지하였고 2016년에는 고졸 이하가 19% 전문대졸이 26%, 대졸이상 56%를 차지하였다. 2017년에는 고졸 이하가 17% 전문대졸이 28%, 대졸이상 55%를 차지하였고 2018년에는 고졸 이하가 18% 전문대졸이 26%, 대졸이상 57%를 차지하였다. 전반적으로 어머니보다 아버지의 학력수준이 높다는 것을 알 수 있다.

보육시설 등록은 5세 이하 자녀 모두 보육시설에 다닐 경우 1로 그렇지 않은 경우 0으로 정의하였다. 이 정의를 기본분석으로 하여 이후 분석에서는 나머지 아이들이 유치원에 등록한 상태에서 최소 1명 이상의 자녀가 보육시설에 등록 시 1, 그 외에는 0이라고 정의하는 보다 넓은 관점에서의 보육시설 등록(wide)과 막내아이가 보육시설에 등록 시 1, 그 외에는 0이라고 정의하는 보육시설 등록(last)까지 세 가지로 나누어 분석하고자 한다. 2015년에는 기본 46%, wide 47%, last 47%로 나타났다. 2016년에는 기본 44%, wide 46%, last 46%로 나타났다. 2017년에는 기본 45%, wide 46%, last 46%로 나타났고 2018년에는 기본 47%, wide 48%, last 48%로 뚜렷한 경향을 보이지 않는다. 보육시설 공급률은 2015년에 78%에서 2018년에 87%로 점차적으로 증가하고 있다. 자녀수는 꾸준히 약 1.2명으로 나타나며, 막내나이 평균은 약 만 2세이다.

노동패널의 분석 표본에서 산출한 보육시설 이용률은 비취업모의 경우 2015년에 37.8%, 2016년에 36.6%, 2017년에 41.4% 그리고 2018년에는 41.2%로 나타났다. 취업모의 경우는 2015년 58.9%, 2016년에 55.4%, 2017년에 50%, 2018년에 56.4%로 나타났다. 전국보육실태조사에 따르면 2015년 모가 취업중인 경우 65.9%가, 미취업중인 어머니는 40.5%가 낮시간에 영유아를 주로 기관에 맡기는 것으로 조사되었다. 2018년 조사에서는 모가 취업 중인 경우는 67.4%가, 미취업중인 경우는 37.7%가 낮시간에 영유아를 주로 기관에 맡긴다고 응답하였다. 취업모의 기관이용률은 다소 증가하였고, 비취업모의 경우 다소 감소한 것을 볼 수 있다.

<표 6> 기초통계량

단위: 명, %

변수	표본 수	2015		표준편차	표본 수	2016	
		평균	표준편차			평균	표준편차
인적 특성	나이	513	34.277	3.884	477	34.614	3.916
	고졸이하	146	.285	.452	126	.264	.441
	전문대 졸 및 대학 재학	158	.308	.462	152	.319	.466
	대졸 이상	209	.407	.492	199	.417	.494
	경제활동참여	513	.370	.483	477	.405	.491
배우자 특성	나이	513	36.665	4.504	477	36.904	4.455
	고졸이하	108	.211	.408	89	.187	.390
	전문대졸 및 대학 재학	130	.253	.435	123	.258	.438
	대졸 이상	275	.536	.499	265	.556	.497
자녀 특성	보육시설 공급률	513	78.716	14.497	477	79.883	14.655
	보육시설 등록여부	513	.456	.499	477	.442	.497
	wide	513	.468	.499	477	.455	.498
	last	513	.470	.500	477	.457	.499
	자녀 수	513	1.226	.437	477	1.212	.429
	막내 나이	513	2.115	1.310	477	2.243	1.278
보육시설 이용률	비취업모	0.378		0.366			
	취업모	0.589		0.554			
		2017			2018		
인적 특성	나이	453	34.625	4.072	435	34.772	4.354
	고졸이하	110	.243	.429	110	.253	.435
	전문대 졸 및 대학 재학	141	.311	.464	133	.306	.461
	대졸 이상	202	.446	.498	192	.441	.497
	경제활동참여	453	.397	.490	435	.375	.485
배우자 특성	나이	453	36.962	4.493	435	37.161	4.718
	고졸이하	76	.168	.374	76	.175	.380
	전문대졸 및 대학 재학	127	.280	.450	113	.260	.439
	대졸 이상	250	.552	.498	246	.566	.496
자녀 특성	보육시설 공급률	453	83.750	14.844	435	87.391	15.306
	보육시설 등록여부	453	.448	.498	435	.469	.500
	wide	453	.455	.498	435	.476	.500
	last	453	.459	.499	435	.478	.500
	자녀 수	453	1.183	.399	435	1.2	.417
	막내 나이	453	2.272	1.217	435	2.267	1.338
보육시설 이용률	비취업모	0.414		0.412			
	취업모	0.5		0.564			

3. 보육시설 공급률이 등록률과 여성고용에 미치는 효과

보육시설 등록 변수는 기본분석에서 5세 이하 모든 자녀가 보육시설에 등록할 때 1, 그 외에는 0 이라고 정의하였다. wide 보육시설 등록과 last 보육시설 등록을 종속변수로 하는 분석표는 부록에 첨부하였다.

본 절에서는 첫 번째 단계의 프로빗 선택방정식에 기반한 한계효과를 나타낸다. 우리는 공급률과 보육시설이용여부의 상관관계를 고려하여 도구변수로 보육시설 공급률뿐 아니라 공급률의 삼차항까지 사용하여 분석하였다. 더 나아가 보육시설 공급률에 이질적 처치효과를 고려하기 위해 부모 및 가구특징(부모의 나이, 학력수준, 본인 외 가구소득의 로그) 변수와의 상호작용항을 포함하였다. 또한 정책의 내생성도 고려하므로 연도 더미와 기준년도 지역 특징변수들의 상호작용항도 포함한다.¹⁷⁾

<표 7>은 공급률과 부모 및 가구의 특징이 보육시설 등록에 미치는 프로빗 모형의 한계효과(marginal effects) 결과값, <표 8>은 공급률과 부모 및 가구의 특징이 어머니 고용에 미치는 프로빗 모형의 한계효과 결과값이다. 해석이 용이하도록 표에는 공급률의 상호작용항 및 지역더미변수를 제외하고 주요 변수들의 한계효과를 나타냈다.

어머니의 나이는 분석기간 동안 보육시설 등록을 감소시키는 것으로 나타났다. 통계적 유의성은 2017년에만 나타났다. 어머니의 나이는 고용여부에도 2015년을 제외하고는 음(-)의 영향을 미쳤는데 2018년만 통계적으로 유의했다. 학력수준의 기준집단이 대졸이상의 어머니임을 유의하여 해석하면, 고졸이하 어머니는 2016년을 제외하고 대졸이상 어머니보다 보육시설 등록에 음(-)의 영향을 미쳤다. 계수값은 2017년만 통계적으로 유의했다. 고졸이하 어머니는 2017년과 2018년에 대졸이상 어머니에 비하여 어머니 고용에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 전문대 졸 및 대학재학 변수의 경우 보육시설 등록과 어머니 고용에 미치는, 통계적으로 유의한 계수가 존재하지 않는다.

아버지의 나이는 2015년을 제외하곤 보육시설 등록과 어머니 고용을 둘 다 증가시키는 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 계수값은 2018년에만 통계적으로 유의했다. 아버지의 교육수준의 경우 2017년을 제외하고 고졸이하 아버지는 대졸 아버지에 비해서 보육시설 이용을 감소시키는 것으로 나타났다. 통계적 유의성은 2015년에만 나타났다. 고졸이하 아버지와 전문대졸 및 대학재학 아버지는 대졸 아버지에 비해 대부분 어머니의 고용을 감소시키는 것으로 나타났다.

본인 외 가구소득변수의 경우 보육시설등록을 증가시키는 것으로 나타났다. 2015년을 제외하고는 통계적으로 유의했다. 소득이 적은 경우 보육료 지원보다 양육수당을 선택하는 것으로 추정할 수 있다. 본인 외 가구소득변수는 어머니고용에 별다른 유의한 영향을 미치지 않았다. 자녀수는 보육시설등록을 줄이고 어머니 고용을 증가시키는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하진 않았다. 막내나이는 2018년 보육시설 이용과 어머니 고용을 통계적으로 유의하게 증가시켰다.

17) 이외에 추가적으로 포함하는 변수들은 부모의 나이와 교육수준, 지역수준 실업률, 본인 외 가구소득의 로그, 5세 이하 자녀 수, 마지막 자녀의 연령(아동패널이 아닌 한계로 인하여 마지막 자녀의 연령을 변수에 추가하여 분석하였다.), 지역더미변수가 있다.

보육시설 공급률은 2015년을 제외하고는 보육시설 이용을 증가시켰다. 한계효과는 통계적으로 유의했다. 공급률의 이차항과 삼차항은 2016년과 2017년에서 유의함을 볼 수 있다. 보육시설 공급률은 2015년을 제외하고 어머니 고용에 양(+)의 영향을 미쳤다. 통계적으로 유의하진 않았다. 도구 변수는 처치선택(treatment selection)단계에서 유의한 영향을 미치는 변수로 결과물이 산출되는 단계에 있어서는 유의한 영향을 가져서는 안된다(이슬, 2011). 그러므로 이후 이질적 한계처리효과 분석에서는 2016년부터 2018년 자료를 사용하여 분석하고자 한다.

<표 7> 보육시설 공급률이 보육시설 등록에 미치는 한계효과

보육시설 등록		2015	2016	2017	2018
가구 특성	보육시설 공급률	.983 (1.102)	3.507* (1.983)	2.273* (1.222)	2.298* (1.327)
	보육시설 공급률 ²	-.011 (.013)	-.045* (.023)	-.026* (.014)	-.022 (.014)
	보육시설 공급률 ³	.00004 (.00005)	.0002** (.0001)	.0001* (.0001)	.0001 (.0001)
	본인 외 가구소득	-1.945 (2.796)	22.382*** (6.542)	10.642** (4.160)	9.081* (4.770)
	자녀 수	-.139 (.262)	-14.352 (9.478)	-.069 (.408)	-.044 (.061)
	막내 나이	.095 (.107)	3.807 (3.071)	.144 (.129)	.142*** (.018)
어머니 특성	나이	-.333 (1.348)	-.325 (1.192)	-2.221* (1.420)	-1.558 (1.326)
	고졸	-3.486 (7.746)	.030 (9.579)	-6.063* (9.067)	-4.380 (10.170)
	전문대 졸 및 대학재학	7.470 (8.800)	2.382 (8.292)	-2.184 (7.278)	6.824 (8.189)
아버지 특성	나이	1.551 (1.213)	-.406 (1.171)	2.119 (1.154)	2.203* (1.330)
	고졸	-16.907** (8.346)	-10.053 (8.223)	24.396 (13.160)	-12.903 (8.214)
	전문대 졸 및 대학재학	-6.330 (8.086)	-2.913 (7.949)	4.824 (9.178)	4.852 (8.979)

주: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

<표 8> 보육시설 공급률이 어머니 고용에 미치는 한계효과

어머니 고용		2015	2016	2017	2018
가구 특성	보육시설 공급률	-.840 (1.210)	2.245 (2.178)	.779 (1.043)	1.666 (1.167)
	보육시설 공급률 ²	.010 (.014)	-.029 (.026)	-.008 (.011)	-.017 (.013)
	보육시설 공급률 ³	-.00003 (.0001)	.0001 (.0001)	.00002 (.00004)	.0001 (.00005)
	본인 외 가구소득	-.035 (1.961)	9.838 (7.776)	-1.675 (3.508)	.217 (3.734)
	자녀 수	.061 (.318)	2.708 (8.572)	.023 (.383)	.087 (.068)
	막내 나이	.003 (.117)	1.070 (3.029)	-.080 (.118)	.056** (.024)
어머니 특성	나이	.239 (1.483)	-.319 (.934)	-.111 (1.413)	-2.163* (1.309)
	고졸	-.524 (9.742)	-1.522 (9.533)	14.739* (8.674)	19.691** (9.587)
	전문대 졸 및 대학재학	7.556 (8.980)	11.330 (8.206)	4.072 (6.971)	-1.964 (7.024)
아버지 특성	나이	-.796 (1.346)	.194 (.944)	.971 (1.199)	3.388*** (1.234)
	고졸	-10.580 (9.143)	-4.208 (8.986)	-14.043* (8.338)	-19.551** (8.282)
	전문대 졸 및 대학재학	-12.819 (8.959)	-12.574* (6.736)	2.999 (7.088)	-21.767** (10.482)

주: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

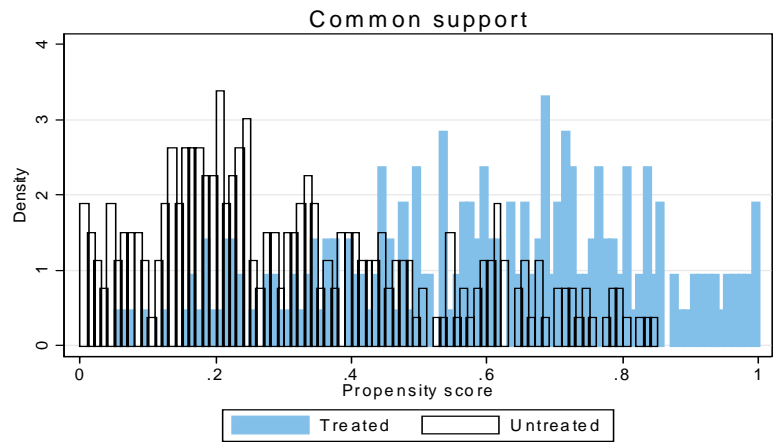
4. Local IV를 사용한 이질적 한계처리효과

가. 추정치의 해석

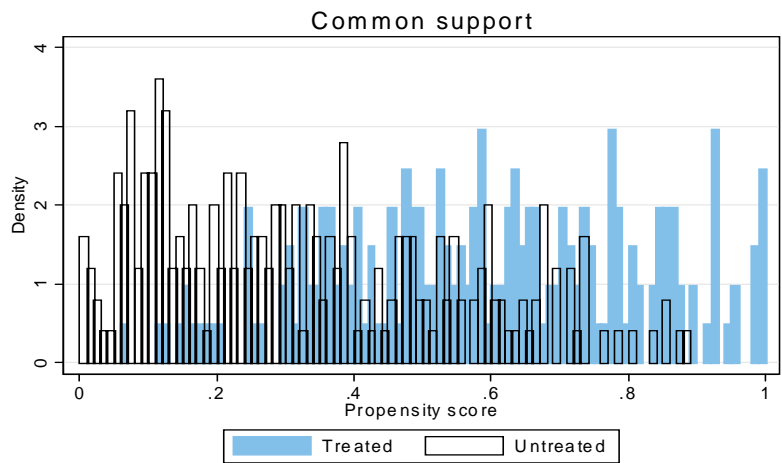
이번 절에서는 방정식 (9)에 기반하여, local IV 추정치를 사용하여 보육시설 이용이 어머니 고용에 미치는 효과와 모수추정치들을 해석한다.

[그림 5]는 첫 번째 단계 프로빗 추정에서 처치집단과 비처치집단 각각의 추정된 성향점수의 밀도함수를 나타낸다. 이는 도구변수들과 공변량들의 분포에 의해 생성된 무조건부 영역(unconditional support)을 나타낸다(Cornelissen 외, 2018). 처치를 받은 어머니와 처치를 받지 않은 어머니들의 성향점수는 0과 1사이에 고르게 분포하고 있다. 대체적으로 처치를 받은 사람들(보육시설을 이용한 어머니)의 성향점수는 0.5 이상에 많이 분포하고 처치를 받지 않은 사람들(보육시설을 이용하지 않은 어머니)의 성향점수는 0.5 이하에 많이 분포하는 것을 볼 수 있다. 만약 선택편의가

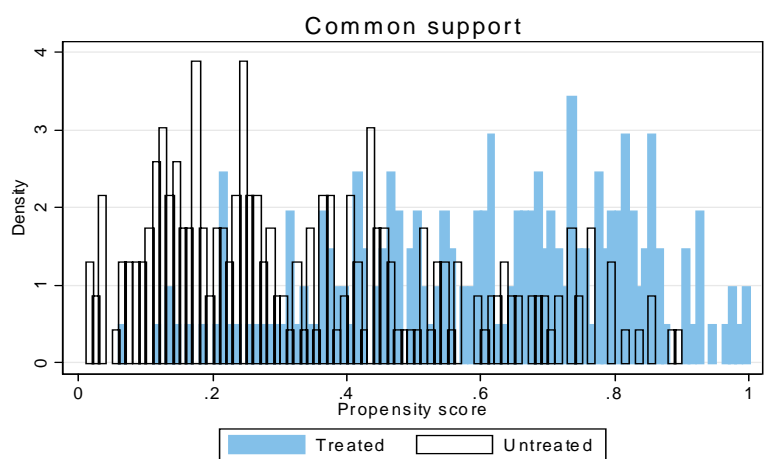
아주 심각한 경우에는 처치집단의 성향점수는 1근처에 분포하였을 것이다. 보육시설을 이용할 수 있는 가능성이 아주 높은 어머니들에게만 보육시설이용이 강력하게 제한되었을 것이기 때문이다.



2016



2017



2018

[그림 5] 추정 성향점수의 밀도함수

<표 9>은 local IV 모형으로 추정된 모수추정치들을 나타낸다. 성향점수의 이차항 계수는 MTE 곡선의 기울기다. 모수적 가정을 적용하면 우리는 성향점수의 이차항 계수의 유의성 검정을 함으로써 MTE가 이질적인지 검정할 수 있다(Yamaguchi 외, 2019). 이질성 검정 결과는 <표 9> 하단에 표기하였다.

MTE는 일부 관찰되는 특징에 따라 이질적임을 볼 수 있다. 2016년에는 본인 외 가구소득이 많은 경우, 보육시설 이용이 어머니의 취업에 미치는 처치효과가 약 15%p 낮아지는 것으로 나타났다. 2017년에는 아버지 나이가 1살 많을수록 보육시설이 어머니 고용에 미치는 처치효과가 약 5.5%p 증가한다. 2018년 분석에서는 고졸 이하 학력수준을 가진 아버지의 경우 처치효과가 약 45.5%p 증가하는 것으로 나타났다. 그 외에 통계적으로 유의하거나 눈에 띄는 경향성을 가진 계수는 보이지 않는다. MTE 곡선의 기울기가 0이 아니라는 귀무가설을 설정한 이질성 검정 결과 처치집단의 처치효과와 비처치집단의 처치효과가 유의한 차이가 있다고 말하기 어렵다.

<표 9> 관찰되는 특성에 따른 이질적 처치효과

base	2016	2017	2018
ps	2.194 (5.189)	-1.445 (5.001)	-1.605 (3.743)
ps ²	-.942 (1.169)	-.386 (1.294)	.674 (1.362)
ps×어머니 나이	-.022 (.026)	-.039 (.027)	.046 (.036)
ps× 어머니 고졸이하	.101 (.244)	.036 (.258)	-.187 (.274)
ps× 어머니 전문대졸	-.175 (.215)	.263 (.233)	-.185 (.258)
ps×아버지 나이	-.036 (.027)	.055** (.023)	-.025 (.029)
ps× 아버지 고졸이하	-.173 (.285)	.047 (.310)	.455* (.262)
ps× 아버지 전문대졸	.080 (.215)	.367 (.251)	-.145 (.293)
ps×자녀 수	-.044 (.263)	.073 (.262)	-.161 (.262)
ps×막내 나이	.065 (.118)	.054 (.115)	-.096 (.127)
ps× 본인 외 가구소득	-.150** (.066)	.172 (.123)	.160 (.118)
이질성 검정 p-value	0.4205	0.7655	0.6209

주1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

주2: ps는 프로빗 회귀에서 산출한 성향점수, ps²는 성향점수의 이차항의 계수값을 나타냄. 나머지는 성향점수와 관찰가능한 변수의 상호작용항의 계수값을 나타냄.

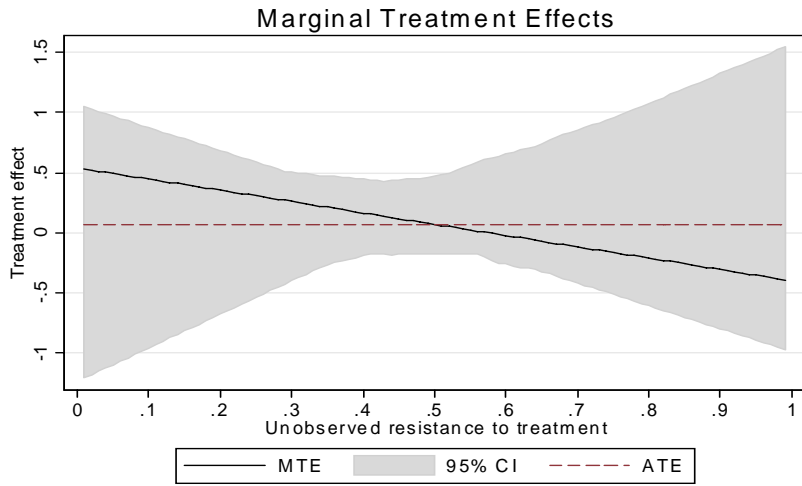
주3: 이질성 검정 p-value는 성향점수의 이차항 계수의 유의성 검정결과로 MTE의 이질성에 대한 검정임.

[그림 6]은 MTE 결과가 어떻게 처치에 대한 관찰되지 않는 저항 u_D 에 따라 변하는지를 보여준다. MTE는 90% 신뢰수준을 따른다. 앞선 MTE 곡선의 이질성 검정 결과, 통계적으로 유의하지 않았지만 [그림6]에서는 연도에 따라 MTE 곡선 형태의 경향을 관찰할 수 있었다. MTE 곡선은 2016년의 경우 우하향의 모양을 띤다. 기울기는 2017년에 들어와 점차 완만해졌으며 2018년에는 완만한 우상향 기울기를 보이고 있다.

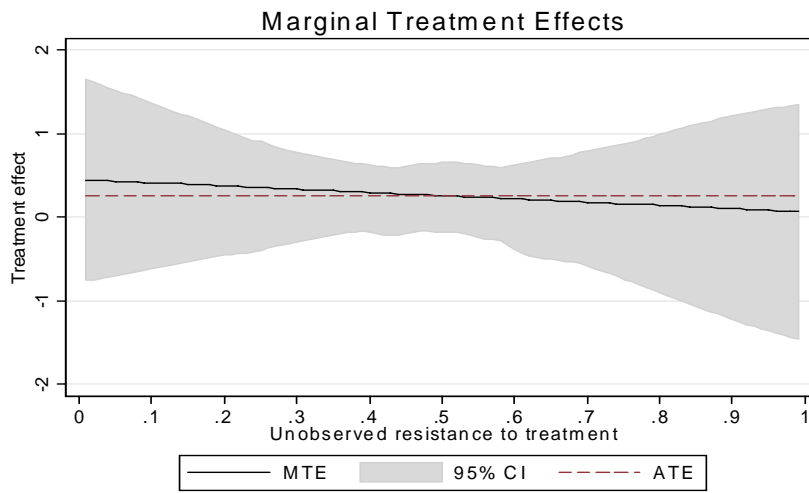
제도적 배경을 고려하여 이를 해석해보자. 2015년은 맞벌이 부부에게 보육시설 입소순위에서 200점을 추가하기 시작한 해이다. 그 이전에는 부모 모두 취업 중이거나 취업을 준비하는 가구의 경우 1순위 대상이긴 했지만 여타 다자녀, 다문화 등과 같은 1순위 대상들과 동등하게 100점이 부과되면서 우선순위에서 밀린다는 지적을 받기도 했다. 2016년의 우하향 MTE 곡선은 관찰되지 않는 처치에 대한 저항이 낮은 집단(어린이집 입소 가능성이 높은)의 처치효과가 처치에 대한 저항이 높은 집단의 처치효과보다 높다는 것을 나타낸다. 보육시설 수요가 높은 취업모에게 200점을 부여한 정책 하에서 보육시설을 이용할 가능성이 높은 어머니들은 보육시설을 이용할 가능성이 낮은 어머니들보다 보육시설을 이용할 때 고용으로 이어질 효과가 크다고 해석할 수 있을 것이다. 이처럼 2016년에는 취업모 우선의 보육정책이 어느 정도 효과를 가지는 것처럼 보인다.

그러나 2017년에는 우하향 MTE 곡선의 기울기가 보다 완만해지는 모습을 보이는데 이는 정부가 2016년 7월부터 맞벌이 가정과 홀벌이 가정을 구분하여 종일반 보육에서 전업모를 배제하는 정책을 편 이후이다. 아이를 종일반에 보내기 위해서는 부부가 4대 사회보험에 가입되어 있거나 그렇지 않은 경우 재직하고 있다는 증명서류나 소득 증명서류를 제출해야 하고, 일하는 시간이 주15시간 이상임을 증명해야 한다. 2017년에 보육시설을 이용할 가능성이 작은 어머니들의 '보육시설 이용이 어머니 취업에 미치는 효과'가 보육시설을 이용할 가능성이 큰 어머니들보다 작지만 그 차이는 2016년보다 작아진 것을 볼 수 있다.

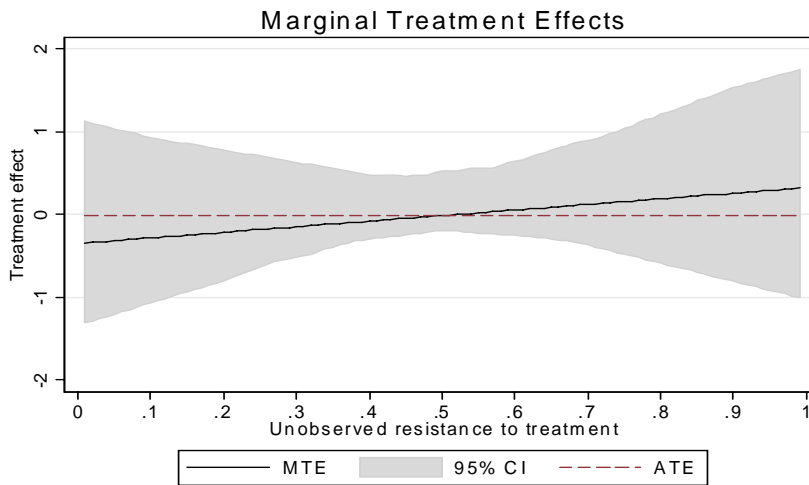
MTE 곡선은 2018년에는 완만한 우상향의 형태를 띠고 있다. 2016년에 나타났던 관찰되지 않는 특성에 근거한 처치효과에 대한 양(+)의 선택편의가 2018년에는 음(-)의 선택편의로 바뀐 것이다. 즉, 그림상으로 2018년에는 보육시설을 이용하기 힘든 어머니들의 처치효과가 보육시설을 이용하기 쉬운 어머니들의 처치효과보다 크다. 그러나 앞서 언급한 것처럼 이질성 검정 결과 모든 연도에서 처치집단의 처치효과와 비처치집단의 처치효과가 다르다고 말하긴 어려웠다.



2016



2017



2018

[그림 6] u_D 에 따른 MTE 곡선

나. 총 처치효과 모수

ATE, TT, TUT와 같은 총처치효과 모수들은 MTE에 가중평균을 취함으로써 계산할 수 있다. 이 부분의 분석은 관찰되지 않는 이질성 뿐 아니라 관찰되는 특징까지 고려한 것으로 처치효과와 선택 경향 사이의 관계를 나타낸다. [그림 7]은 TT와 TUT를 각각 계산하기 위해 MTE 곡선에 적용한 가중치이다¹⁸⁾. TT는 U_D 의 낮은 값에 비중을 제일 많이 두는 반면(낮은 처치에 대한 저항 가진 개인이 처치될 가능성이 더 높기 때문에), TUT는 U_D 의 높은 값에 비중을 많이 둔다(높은 처치에 대한 저항을 가진 개인은 비처치집단에 속할 가능성이 더 높기 때문에).

<표 10>는 총처치효과 모수들의 추정치들을 나타낸다. 2016년의 ATE는 0.071인데, 이는 모집단에서 랜덤하게 뽑힌, 자녀를 보육시설에 등록한 어머니가 취업할 확률이 7.1%p 높다고 해석할 수 있다. ATE는 2017년에 약간 증가하였다가 2018년 -0.013으로 음(-)의 값을 갖는다.

TT는 처치집단의 처치효과로, 2016년에 보육시설을 이용하고 있는 영유아들의 어머니들의 평균에서, 보육시설의 이용이 취업가능성을 약 26.1%p 증가시킨다는 것을 나타낸다. TT는 2017년 0.366으로 증가하였다가 점차 하락하여 2018년에는 -0.210으로 음(-)의 값을 보이고 있다.

TUT는 비처치집단의 처치효과로, 2016년에 보육시설을 이용하지 않는 아이들을 보육시설에 등록시킬 경우, 어머니의 취업가능성을 약 8.1%p 정도 감소시킨다. 이는 2017년에 0.172로 증가하였다가 2018년에 약간 감소하여 0.161의 값을 갖는다.

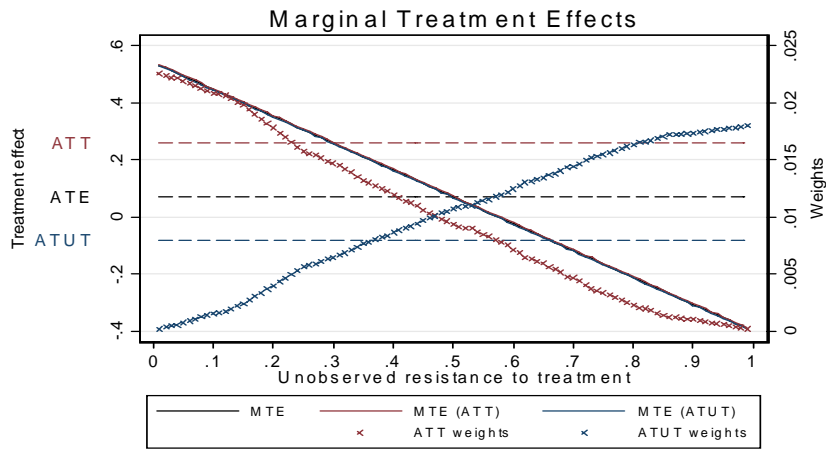
2016년 TT는 TUT보다 큰 것으로 나타났다. TUT는 음(-)의 값을 보이고 있다. 2017년에 들어와 전체적으로 모든 모수의 값이 증가한다. 그 가운데 TUT가 가장 크게 증가하여 양(+)의 값을 가지게 되었다. 보육시설 입소에 대한 맞벌이 가구의 우선순위가 높아지자 보육시설을 이용하고 있는 어머니의 고용효과가 증가한 영향이라고 해석된다. 그리하여 TT-TUT의 값은 이전년도에 비해 작은 양(+)의 값을 갖게 되었다. 그리고 2018년에는 전체적으로 모든 처치효과가 감소하였는데 TUT보다 TT가 크게 감소하여 TT-TUT의 값이 음(-)으로 바뀐 것을 볼 수 있다. 처치집단의 처치효과가 비처치집단의 처치효과보다 작아진 것이다.

이 결과는 [그림 6]의 MTE 곡선과 일맥상통한다. 이 총처치효과 모수들은 관찰되지 않는 것뿐 아니라 관찰되는 이질성까지 고려한 결과이다. 2016년 7월 맞춤형보육이 실시되어 취업모를 중심으로 어린이집 입소 우선순위가 변경된 것과 취업모와 전업모의 보육기관 이용률 변화¹⁹⁾를 감안하면 2017년 TT-TUT의 양(+)의 값이 작아지고 2018년 음(-)의 값을 가지게 된 것은 노동시장 정착도가 낮은 여성이 비처치집단으로 분류된 결과라고 볼 수 있을 것이다.

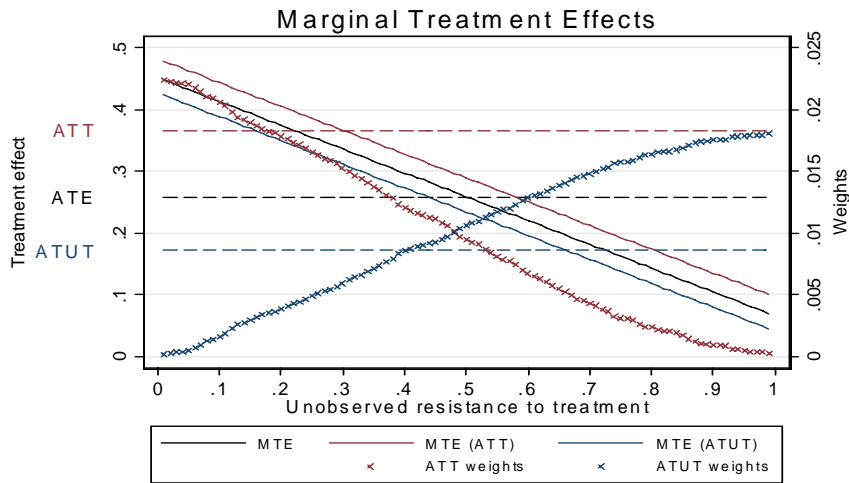
그러나 모든 모수추정치들은 통계적으로 유의하지 않아 명확한 인과관계를 확인하기 어려웠다. 또한 앞서 언급했던 MTE의 이질성 검정 결과 통계적으로 유의하지 않아 처치집단과 비처치집단의 처치효과가 이질적이라고 단언하기 어렵다.

18) 자세한 계산은 Andresen(2018)의 <표 3>을 참조하여야.

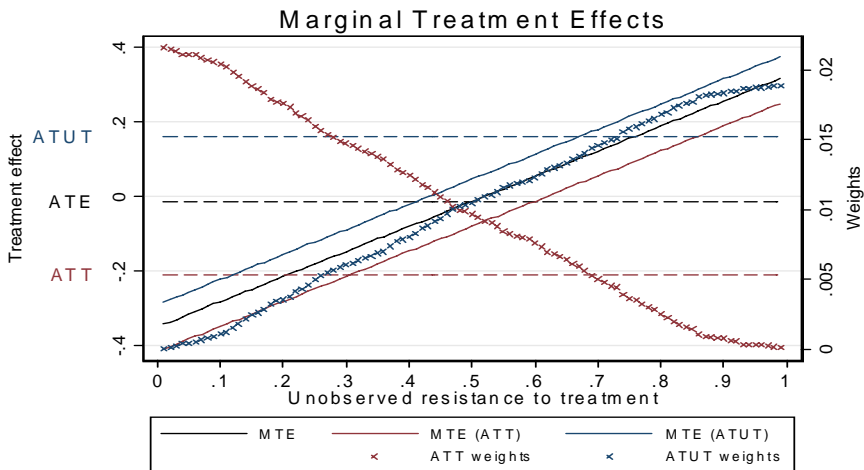
19) 영유아 가구 취업모 가운데 기관에 맡기는 어머니 비율은 2015년에서 65.9%에서 2018년 67.4%로 증가하였고 미취업모의 경우 2015년 40.5%에서 2018년 37.7%로 감소하였다(보건복지부(2015, 2018), 보육실태조사).



2016



2017



2018

[그림7] 처치집단과 비처치집단의 처치효과 산출 가중치

<표 10> 총처치효과

base	2016	2017	2018
ATE	.071 (.166)	.259 (.182)	-.013 (.185)
TT	.261 (.265)	.366 (.305)	-.210 (.311)
TUT	-.081 (.319)	.172 (.346)	.161 (.363)
TT-TUT	0.342	0.194	-0.371

주1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

주2: ATE(Average Treatment Effect)는 평균처치효과, TT(Effect of Treatment on the Treated)는 처치집단의 처치효과, TUT(Effect of Treatment on Untreated)는 비처치집단의 처치효과를 나타냄.

5. 강건성 검정

앞서 기본모형에서 MTE는 관측되지 않는 처치에 대한 저항 u_D 를 따라 선형적으로 변한다고 가정하였다. 이번 절에서는 결과방정식에 4차항까지 포함하여 MTE 곡선의 비선형성을 고려해본다.

<표 11>은 $k(u)$ 에 대한 3차항, 4차항을 가정한 총처치효과의 결과이다. 분석결과 $k(u)$ 를 3, 4차항이라고 가정했을 경우를 $k(u)$ 가 이차항이었던 기본모형과 비교해보면 2016년에 ATE와 TT가 음(-)의 값으로 나타났고 2018년에서 ATE가 양(+)의 값으로 나타났다는 차이가 있다. TT-TUT의 값은 2016년과 2017년에 양(+)의 값으로 나타났고 그 절댓값은 이차항의 결과에서처럼 감소하는 것이 아니라 다소 증가하였다. 2018년은 모두 음(-)의 값으로 나타났다. 가정에 따라 절대치에 다소 차이가 있으나 통계적으로는 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 11> 3차항과 4차항 가정시 총처치효과

3차항	2016	2017	2018
ATE	-.212 (.223)	.194 (.225)	.038 (.229)
TT	-.161 (.350)	.270 (.397)	-.168 (.352)
TUT	-.252 (.349)	.132 (.364)	.218 (.392)
TT-TUT	0.091	0.138	-0.386
이질성 검정 p-value	0.3342	0.9261	0.8576
4차항	2016	2017	2018
ATE	-.211 (.255)	.195 (.244)	.091 (.229)
TT	-.180 (.401)	.325 (.422)	-.375 (.396)
TUT	-.236 (.428)	.089 (.367)	.501 (.417)
TT-TUT	0.056	0.236	-0.876
이질성 검정 p-value	0.4519	0.9620	0.5710

주1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

주2: ATE(Average Treatment Effect)는 평균처치효과, TT(Effect of Treatment on the Treated)는 처치집단의 처치효과, TUT(Effect of Treatment on Untreated)는 비처치집단의 처치효과를 나타냄.

주3: 이질성 검정에서의 p-value는 성향점수의 이차항 k(u)의 계수의 유의성 검정결과로 MTE의 이질성에 대한 검정임.

VI. 결론

본 연구에서는 보육시설 공급률의 지역적 차이를 이용하여 5세 이하 자녀를 둔 어머니의 고용에 미치는 보육시설의 MTE를 추정하였다. 보육시설 공급이 충분하지 않은 상황에서 보육시설 입소 우선순위는 보육시설 이용에 영향을 미치지만 이는 자료에서 관찰되지 않는다. MTE 분석방법은 관찰되지 않는 성향에 의한 처치효과와 차이를 추정할 수 있게 한다. 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

보육시설 전체적으로 보육시설 이용이 어머니 고용에 미치는 처치집단과 비처치집단의 뚜렷한 처치효과 차이를 관찰할 수는 없었다. 이는 첫째로, 보육시설을 이용하는 취업모 비율과 전업모의 비중이 취업모 중심 보육정책을 도입한 이후 아직까지 크게 차이가 나지 않는다는 점을 이유로 들 수 있을 것이다. 우리나라는 2012년 전계층 무상보육을 실시하였고 취업모에 대한 우선선호가 뚜렷해진지 그리 오래지 않았다. 2018 보육실태조사 가구조사에 따르면 보육시설을 이용하는 취업한 어머니 비율은 2012년 약 44.6%에서 2018년 약 56%로 증가했다. 다음으로, 최효미(2013)에 따르면 어린이집 설치율이 기혼 여성의 취업결정에 미치는 영향을 분석한 결과 전체 어린이집 설치율은

기혼여성의 노동시장 참여에 유의미한 영향을 미치지 못했지만, 국공립 어린이집 및 유치원의 경우는 기혼 여성의 노동시장 참여에 유의미한 영향을 미쳤다. 보육시설 대기경험과 국공립어린이집 비중(9.0%)을 감안하면 공급률에 강한 영향을 받을 변수는 전체어린이집 이용여부보다는 국공립어린이집 이용여부일 것이다. 그러나 본 연구에서는 국공립 어린이집 확대에 대한 정책 외생성 검증 결과 특정 지역 변수들과 상관관계를 발견하여 MTE 분석의 도구변수로 사용하지 못했다.

본 연구의 의의는 다음과 같다.

정부는 보편적 보육지원정책이 오히려 취업모를 배제하여 보육수요를 충족시키지 못한다고 판단하여 2015년부터 취업모 중심 보육정책을 시행하였다. 그러나 통계적으로 유의하진 않지만 보육시설을 이용하는 어머니들의 처치효과는 2017년에 증가했다가 2018년에 감소하고 있는 경향을 보이고 있다. 보육시설을 이용하지 않는 어머니들의 처치효과는 2017년 음(-)의 값에서 양(+의 값으로 증가하였다가 2018년 약간 감소하였다. 장하진 외(2015)에 따르면 취업모 중심의 보육정책이 취업여성의 경력단절을 예방하는 효과를 가져오지만 기혼 여성의 경제활동 참가를 높이기 위해서는 비경제활동여성의 취업잠재력 또한 지지해주어야 한다. 이러한 맥락에서 2016년 7월 맞춤형 보육의 도입으로 점차 취업모에게 보육시설을 이용할 기회가 주어지며 취업가능성 존재하는 전업모들의 처치효과가 늘어난 것으로 볼 수 있다. 정부는 2020년 3월부터 맞춤형 보육을 폐지하고 맞벌이·외벌이 여부로 추가보육을 제공하는 것이 아니라, 모든 실수요자가 필요에 따라 연장보육을 이용할 수 있게 하는 제도를 시행할 예정이다. 그러나 한편으로는, 아직까지 우리나라 보육정책이 취업여부로 전업모를 배제하여 그들의 노동공급을 감소시켰다고 보기엔 무리가 있다고 해석할 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가진다.

먼저, 자료의 한계다. 아동패널을 구할 수 없었던 관계로 아이를 대상으로 분석하지 못하고 어머니를 대상으로 분석하였다. 따라서 아이의 나이와 성별에 따른 분석은 진행할 수 없었다. 또한 앞서 언급한 바와 같이 정책 외생성 문제로 인해 국공립 어린이집 공급률에 의한 어머니 고용의 효과를 분석하지 못했다. 전체적인 보육서비스의 공급량은 수요를 어느 정도 충족시키고 있으나, 국공립 어린이집은 2018년 들어서도 약 9%로 아직까지도 10% 미만 수준이다. 공급률의 차이에 따른 보육시설 이용효과는 국공립 어린이집에서 뚜렷하게 확인할 수 있었을 것이다.

다음으로, 양육수당의 대체효과로 인한 내생성을 통제하지 못했다. 2013년부터 보육료·유아학비와 가정양육수당은 지원 대상이 완벽하게 동일하고, 수혜자가 둘 중 하나를 직접 선택한다. 이 둘은 서로 이동이 가능하기 때문에 보육료·유아학비의 수급여부나 금액으로 모의 노동공급을 추정하면 내생성 문제가 생길 가능성이 크다(이승재, 2016). 영유아 자녀 600명을 대상으로 실시한 이윤진 외(2018)의 조사결과 소득이 적을수록 유치원·어린이집 미이용 아동이 많았는데, 이를 기관 미이용시 양육수당을 받을 수 있어 이용률이 낮은 것으로 보았다. 그러나 방법론적으로 이를 분리하여 파악하지 못했다는 점에서 한계가 있다. 이러한 한계는 후속연구를 위한 아젠다로 남겨두고자 한다.

참고문헌

- 고혜원(2012), 「기혼여성의 노동시장참여를 위한 사회적 정책에 대한 실증분석」, 서울대 경제학과 석사학위논문
- 김경희·윤자영(2009), 「보육정책에 대한 여성주의적 비판: 보육예산에 대한 젠더분석을 중심으로 (2005-2009년)」, 여성학논집
- 김은지·김소영·선보영·성 경·양난주·김수정·김혜영(2017), 『지속가능한 돌봄정책 재정립방안 연구 (I)』. 서울: 한국여성정책연구원
- 김현숙(2018), 「정부의 영유아 보육지원과 기혼여성 노동공급에 관한 패널분석」, 여성경제연구
- 류연규(2009), 「일가족양립정책과 노동시간 젠더 형평성의 관계에 대한 연구」, 여성연구
- _____ (2017), 「일가족양립정책과 성역할태도가 자녀가 있는 여성의 경제활동에 미치는 영향에 대한 비교연구」, 사회과학연구
- 박문수·홍성욱·최은희(2016), 「가계소득과 서비스 소비지출의 비대칭성에 관한 연구」, 산업연구원, ISSUE PAPER
- 박정아(2019), 「회귀분석을 이용한 가임기 여성의 노동시장 참여 영향요인 연구」, 고려대 노동경제학과 석사학위논문
- 박효진·은선경(2012), 「경력단절 경험을 가진 여성의 노동시장 재진입에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 미취학 자녀를 둔 여성의 일-가족양립 정책과 서비스를 중심으로」, 한국가족복지학
- 양지숙(2011), 「보육서비스 이용의 여성의 경제활동 및 가족생활에 미치는 영향」, 한국보건사회연구원
- 유자영(2015), 「기혼여성의 경제활동참여형태에 영향을 미치는 요인에 대한 연구」, 정책분석평가학회보
- 윤승희(2018), 「일-가족 양립정책이 여성의 경제활동과 근무형태에 미치는 영향에 대한 연구」, 한국영유아보육학회
- YoungWook Lee(2016), “Effects of a Universal Childcare Subsidy on Mothers’ Time Allocation”, *KDI Journal of Economic Policy*
- 이윤진·양미선·김문정(2018), 「2018-2022 육아정책 분석과 과제(I)」, 육아정책연구소 연구보고
- 이슬(2011), 「MTE추정에 있어서의 도구변수의 역할에 관한 연구」, 서울대학교 경제학과 석사학위논문
- 이승재(2016), 「보육료·육아학비 지원 확대가 모의 노동공급에 미치는 영향」, 한국복지패널 학술대회
- 이정원·이정림·도남희·최효미·이재희·이윤진·윤지연·염혜경(2018), 『2018년 전국보육실태조사-가구조사 보고』, 육아정책연구소
- 윤미례·김태일(2017), 「준실험설계에 의한 보육지원 정책의 고용효과 분석」, 한국행정학보, 51(1),

- 장하진·이 옥·백선희(2015), 『한국의 보육정책』, 공동체
- 장지연(2011), 「돌봄노동의 사회화 유형과 여성노동권」, 페미니즘 연구
- 진선미·강은나·장용석(2011), 「사회서비스 지속성이 기혼여성의 경제활동참여 및 참여형태에 미치는 영향에 관한 종단연구 : 혼합다항로지스틱 회귀모형(mixed-effects multinomial logistic regression model)의 활용」, 보건사회연구
- 주보혜(2010), 「영유아보육료지원의 확대가 여성 경제활동참여에 미치는 영향에 관한 연구」, 서울대 사회복지학과 석사학위논문
- 차유경(2013), 「기혼여성 경제활동참여의 영향요인 : 개인-가구-정책의 영향력을 중심으로」, 이화여대 행정학과 석사학위논문
- 최영(2012), 「사회적 돌봄 서비스가 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향: 생애주기별 효과를 중심으로」, 사회보장연구
- 최성은·우석진(2009), 「보육지원정책의 적정성 및 효과성 분석」, 한국보건사회연구원
- 최성은(2011), 「보육료지원과 기혼여성의 노동공급에 관한 연구」, 한국사회보장학회
- 최효미(2013), 「기혼여성의 노동시장 참여에 관한 연구」, 이화여대 경제학과 박사학위논문
- 최혜영·박진재·신나리(2017), 「영유아의 건강한 성장을 위한 기관운영정책의 고찰 및 제언」, 한국보육지원학회 춘계 통합학술대회, 87-120
- 한중석·이영재·홍재화(2017), 「보육료 지원정책이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향 - 생애주기 모형을 이용한 정량분석」, 한국경제학회
- 허남재·석재은(2011), 「한국의 보육료지원제도는 취업모 친화적인가?」, 사회복지정책, 38(2), 139-163
- 허재완·정보리(2012), 「지역특화발전특구제도의 지역경제 파급효과에 대한 실증분석 : 준실험설계법에 의한 비교분석」, 한국지역경제연구, 23, 145-159
- 홍승아·이미화·김영란·유계숙·이영미(2009), 『일가족양립정책의 국제비교 연구 : 정책 이용실태 및 일가족양립현실』, 한국여성정책연구원
- Cornelissen, T., Dustmann, C., Raute, A., Schonberg, U.(2016), “From late to mte: alternative methods for the evaluation of policy interventions”. Labour Econ. 41, 47-60
- Cornelissen, T., Dustmann, C., Raute, A., Schonberg, U.(2018), “Who benefits from universal child care? Estimating marginal returns to early child care attendance”, CESifo Working Paper, 7162
- Yamaguchi, Asai, Kambayashi(2019), “Effects of subsidized childcare on mothers’ labor supply under a rationing mechanism”, Labour Economics, 55, 1-17
- Andresen(2018), “Exploring marginal treatment effects: Flexible estimation using Stata”, The Stata Journal, 18, 118-158

부 록

변수 X 를 조건부로 한 $E(Y|P(X_\gamma + \delta Z) = p)$ 는 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 E(Y|P(X_\gamma + \delta Z) = p) &= E(DY_1 + (1 - D)Y_0|P(X_\gamma + \delta Z) = p) \\
 &= E(Y_0|P(X_\gamma + \delta Z) = p) + E(D(Y_1 - Y_0)|P(X_\gamma + \delta Z) = p) \\
 &= E(Y_0) + E(E(Y_1) - E(Y_0) + U_1 - U_0|D = 1, P(X_\gamma + \delta Z) = p)p \\
 &= E(Y_0) + [E(Y_1) - E(Y_0)]p \\
 &\quad + E(U_1 - U_0|X_\gamma + \delta Z - V > 0, P(X_\gamma + \delta Z) = p)p \\
 &= E(Y_0) + [E(Y_1) - E(Y_0)]p + \int_0^P E(U_1 - U_0|F_V(V) = t)dt
 \end{aligned}$$

$F_V(V)$ 는 정규화된 관찰불가능성 U_D 를 의미한다. 이를 p 로 미분하면 다음과 같은 식이 된다.

$$\frac{\partial E(Y|P(X_\gamma + \delta Z) = p)}{\partial p} = E(Y_1 - Y_0|F_V(V) = p) = MTE(U_D = P)$$

<표 1> 보육시설 공급률이 wide 보육시설 등록에 미치는 한계효과

wide 보육시설 등록		2015	2016	2017	2018
가구 특성	보육시설 공급률	1.097 (1.189)	3.624* (2.010)	2.603** (1.193)	2.520* (1.329)
	보육시설 공급률 ²	-.013 (.014)	-.046* (.024)	-.030** (.014)	-.024* (.014)
	보육시설 공급률 ³	.00005 (.00006)	.0002** (.0001)	.0001** (.0001)	.0001 (.0001)
	본인 외 가구소득	-1.550 (3.550)	21.613*** (6.676)	10.695** (4.197)	9.585** (4.811)
	자녀 수	-.047 (.267)	-9.597 (9.488)	-.191 (.413)	-.020 (.060)
	막내 나이	.086 (.110)	4.729 (3.154)	.152 (.133)	.144*** (.018)
어머니 특성	나이	-.160 (1.372)	-.483 (1.187)	-2.346* (1.415)	-1.474 (1.328)
	고졸	-3.151 (7.751)	2.400 (9.803)	-5.089 (9.111)	-3.667 (10.156)
	전문대 졸 및 대학재학	8.459 (8.835)	4.289 (8.531)	-3.213 (7.484)	7.520 (8.220)
아버지 특성	나이	1.419 (1.240)	-.274 (1.178)	2.455** (1.171)	2.227* (1.325)
	고졸	-17.818** (8.391)	-11.142 (8.474)	24.462* (13.145)	-13.527 (8.248)
	전문대 졸 및 대학재학	-6.775 (8.129)	-3.996 (8.202)	5.592 (9.345)	3.420 (9.026)

주1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

<표 2> 보육시설 공급률이 last 보육시설 등록에 미치는 한계효과

last 보육시설 등록		2015	2016	2017	2018
가구 특성	보육시설 공급률	.988 (1.026)	3.527* (2.026)	2.688** (1.211)	2.568* (1.345)
	보육시설 공급률 ²	-.012 (.012)	-.045* (.024)	-.031** (.014)	-.025* (.015)
	보육시설 공급률 ³	.00005 (.00005)	.0002** (.0001)	.0001** (.0001)	.0001 (.0001)
	본인 외 가구소득	-1.917 (1.869)	23.192*** (6.651)	10.805** (4.329)	9.759** (4.885)
	자녀 수	.004 (.268)	-10.197 (9.256)	-.045 (.412)	-.0001 (.061)
	막내 나이	.094 (.109)	5.400* (3.159)	.162 (.134)	.145*** (.018)
	어머니 특성	나이	-.248 (1.352)	-.518 (1.142)	-2.099 (1.423)
고졸		-2.761 (7.736)	1.120 (9.777)	-4.563 (9.219)	-4.154 (10.287)
전문대 졸 및 대학재학		7.856 (8.643)	3.898 (8.635)	-2.184 (7.528)	7.248 (8.274)
아버지 특성	나이	1.455 (1.228)	-.533 (1.166)	2.253* (1.175)	2.280* (1.343)
	고졸	-17.463** (8.309)	-12.655 (8.398)	24.855* (13.208)	-13.137 (8.353)
	전문대 졸 및 대학재학	-5.692 (7.929)	-4.724 (8.111)	5.024 (9.455)	3.950 (9.140)

주1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

<표 3> local IV 회귀모형으로부터의 모수추정치

wide	2016	2017	2018
ps	2.353 (4.990)	-2.624 (3.893)	-1.524 (7.153)
ps^2	-.651 (1.145)	-.269 (1.149)	.701 (1.242)
ps×엄마나이	-.021 (.029)	-.038 (.029)	.038 (.034)
ps×엄마고졸	.131 (.285)	.116 (.251)	-.182 (.306)
ps× 엄마전문대졸	-.112 (.228)	.316 (.251)	-.221 (.256)
ps×아빠나이	-.037 (.024)	.051** (.025)	-.023 (.026)
ps×아빠고졸	-.147 (.285)	.050 (.266)	.438 (.311)
ps× 아빠전문대졸	.086 (.235)	.352 (.243)	-.140 (.272)
ps×자녀 수	-.176 (.219)	.038 (.312)	-.132 (.289)
ps×막내 나이	.022 (.106)	.056 (.110)	-.097 (.104)
ps× 본인의 가구소득	-.154** (.067)	.173* (.098)	.156 (.123)
이질성 검정 p-value	0.5693	0.8147	0.5722

주1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

주2: ps는 프로빗 회귀에서 산출한 성향점수, ps^2 는 성향점수의 이차항의 계수값을 나타냄. 나머지는 성향점수와 관찰가능한 변수의 상호작용항의 계수값을 나타냄.

주3: 이질성 검정 p-value는 성향점수의 이차항 계수의 유의성 검정결과로 MTE의 이질성에 대한 검정임.

<표 4> local IV 회귀모형으로부터의 모수추정치

last	2016	2017	2018
ps	2.477 (5.633)	-2.436 (10.781)	-1.731 (5.805)
ps^2	-.792 (.942)	-.028 (1.194)	.667 (1.348)
ps×엄마나이	-.019 (.031)	-.036 (.031)	.042 (.031)
ps×엄마고졸	.128 (.213)	.137 (.232)	-.178 (.278)
ps× 엄마전문대졸	-.121 (.220)	.299 (.202)	-.218 (.232)
ps×아빠나이	-.038 (.027)	.051** (.023)	-.026 (.028)
ps×아빠고졸	-.127 (.265)	.024 (.276)	.424 (.267)
ps× 아빠전문대졸	.087 (.216)	.332 (.232)	-.148 (.279)
ps×자녀 수	-.171 (.247)	.018 (.214)	-.143 (.298)
ps×막내 나이	.041 (.108)	.034 (.136)	-.092 (.122)
ps× 본인의 가구소득	-.155** (.062)	.174* (.093)	.151 (.112)
이질성 검정 p-value	0.4002	0.9816	0.6206

주1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

주2: ps는 프로빗 회귀에서 산출한 성향점수, ps^2 는 성향점수의 이차항의 계수값을 나타냄. 나머지는 성향점수와 관찰가능한 변수의 상호작용항의 계수값을 나타냄.

주3: 이질성 검정 p-value는 성향점수의 이차항 계수의 유의성 검정결과로 MTE의 이질성에 대한 검정임.

<표 5> 총처치효과

wide	2016	2017	2018
ATE	.026 (.182)	.254 (.175)	-.024 (.209)
TT	.139 (.246)	.342 (.316)	-.224 (.279)
TUT	-.069 (.334)	.181 (.288)	.156 (.361)
TT-TUT	0.208	0.161	-0.38
last			
ATE	.052 (.161)	.237 (.216)	-.014 (.179)
TT	.203 (.230)	.267 (.347)	-.208 (.319)
TUT	-.075 (.277)	.212 (.332)	.163 (.345)
TT-TUT	0.278	0.055	-0.371

주: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.