

보육시설이용이 기혼여성 취업에 미치는 영향 - 어린이집 입소 순위를 중심으로 -*

임 은 재** · 윤 자 영***

최근 맞벌이 가구 자녀에게 어린이집 입소 1순위를 부여하여 보육시설 이용에서 맞벌이 가구에 우선순위를 부여하는 정책 기조가 강화되어 왔다. 본 연구는 한국노동패널 19~21차연도 자료를 이용하여 취업모 우선 보육정책이 강화된 시기 보육시설이 기혼여성 취업에 미치는 영향을 분석했다. 취업모 우선 보육정책은 취업 가능성이 높은 기혼여성을 시설 이용에서 배제하는 결과를 초래할 가능성이 있다. 한계 처치효과(MTE) 분석 방법을 사용하여 보육수요가 공급을 초과하는 경우 우선순위에 따라 정책 대상이 되는 부분 모집단이 결정되게 되는 선택편의를 제거했다. 분석 결과, 보육시설 이용하는 기혼여성의 취업 효과가 보육시설을 이용하지 않는 기혼여성의 취업 효과와 통계적으로 유의한 수준에서 차이가 없음을 시사한다.

주제어: 보편적 보육, 취업모 중심 보육, 기혼여성 취업, 한계적 처치효과(MTE)

I. 서 론

우리나라의 초기 보육정책은 ‘보육비용은 수익자 부담’이라는 원칙에 기초하였다. 영유아보육법이 제정된 1991년 이후 10여 년간 보육재정은 극히 미미한 수준이었고, 법

논문 접수일: 2020년 2월 10일, 논문 수정일: 2020년 3월 27일 논문 게재확정일: 2020년 3월 30일

* 본 논문은 제 1저자의 석사 졸업 논문을 수정·보완한 것이다.

** (제 1저자) 충남대학교 경제학과 석사 (ej0514@hanmail.net)

*** (교신저자) 충남대학교 경제학과 조교수 (jayoung@cnu.ac.kr)

정 저소득층 등 일부 저소득 가구를 대상으로 보육료를 지원했다. 이후 저소득층을 중심으로 보육료를 지원하는 선별주의 보육에서 점차 보편주의 보육으로 이행해 왔다. 과거 남성생계부양자 모델에서 이인생계부양자 모델로 전환하며 여성들의 경제활동에 대한 욕구가 증가하고(유자영, 2015) 저출산 고령화의 인구구조 전환점을 맞아 가족 규모가 축소되어 비전형적 가족이 증가하는 상황에서 더 이상 돌봄노동을 여성의 무보수 가사노동에 기댈 수 없게 되었기 때문이다(장하진·이옥·백선희, 2015). 이에 정부는 돌봄의 사회화를 통해 여성의 낮은 경제활동참가율과 낮은 출산율 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 무상보육 시대로 들어섰다.

기혼여성의 경제활동은 보육부담과 밀접한 연관성을 갖는다. 특히 미취학아동을 둔 기혼여성은 보육부담으로 인한 제약으로 인해 노동시장 이탈 위험이 커지게 된다(Frank, 1978; Hanson and Pratt, 1991. 최효미(2014) 재인용). 그러나 저출산으로 전체 영유아 수가 줄어들고 있음에도 불구하고 입소 대기시간은 점차 길어지고 있어 보육정책이 어린이집 수요에 적절하게 대응하고 있는지에 대한 문제가 제기되었다. 2018년 보육실태조사에 따르면 어린이집이나 유치원에 입학하기 전 대기신청 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. 이에 보육 공급이 수요에 부응하도록 어린이집 입소 우선순위에 따라 어린이집을 이용하게 하여 여성 경제활동에 긍정적인 효과를 높여야 한다는 요구가 증가했다.

보편주의 보육정책의 기초를 흔들지 않으면서도 보육서비스의 실질 수요에 부응할 수 있도록 맞벌이 가구에 입소 우선순위를 높여 배정하는 정책적 요소가 강화되었다. 그러나 가구의 보육비용부담 정도, 즉 경제적 취약성도 입소 순위에서 중요하게 고려되는 사항이었기 때문에 맞벌이 가구가 실질적으로 우선 배려를 받기는 어려웠다. 어린이집 입소 우선순위는 2006년 저소득층, 한부모가족과 차상위계층에 부여되었고, 2007년 장애부모, 맞벌이가구, 2009년 다문화, 다자녀가구로 점차 대상을 확대했다. 늘어나는 맞벌이 부부의 보육 욕구가 충족되지 못하고 맞벌이 가구가 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 입소 순위

서 맞벌이에 200점¹⁾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 보육’²⁾을 추진하였다. 그러나 맞벌이 가구와 외벌이 가구를 차별한다는 비판이 일면서 2020년 3월부터는 맞벌이·외벌이 여부로 추가보육을 제공하는 것이 아니라, 모든 실수요자가 필요에 따라 연장 보육을 이용할 수 있게 하는 제도가 시행될 예정이다.

보육지원정책 가운데 보육료 지원의 효과를 측정하는 데에 있어서 중요한 점 가운데 하나는 기혼여성 취업에 대한 보육시설의 효과는 개인에 따라 이질적이라는 것이다. 보육시설 이용 이전에 이미 일을 하고 있었던 어머니라면, 보육시설 이용은 다만 조부모의 돌봄 같은 다른 방식의 비공식적 돌봄 방식을 대체할 뿐이다. 보육시설 이용 이전에 일을 하지 않았던 어머니라면, 보육시설을 이용한 뒤 취업하는 사람도 있겠지만 보육시설을 이용해도 다른 이유로 취업하지 않거나 못하는 사람이 있을 수 있다. 취업모 중심의 보육정책은 이미 취업 상태에 있는 여성의 경력단절을 예방해야 하는 목표가 있지만 동시에 비경제활동 상태의 기혼여성을 취업으로 유도해야 하는 과제도 안고 있다(장하진·이옥·백선희, 2015). 한편 앞서 언급한 바와 같이 우리나라는 2013년 이후 전 소득계층 영유아 양육 가구를 대상으로 보육료·유아 학비 및 가정양육수당 지원을 실시하였으나, 보육서비스를 필요로 하는 맞벌이 가구의 보육수요를 충족시키지 못하여 보육시설 입소 순위에 따라 보육시설을 할당하고 있다. 만일 실질적으로 보육 수요가 공급을 초과한다면 보육시설 입소 우선순위에 따라 정책 대상이 되는 부분 모집단이 결정되므로, 보육료 지원의 효과를 추정할 때 이러한 점을 고려해야 한다.

-
- 1) 보육시설 입소기준은 1순위 항목당 100점, 2순위 항목당 50점으로 산정한다. 동일 입소신청자가 1, 2순위 항목에 중복 해당되는 경우 해당 항목별 점수를 합하여 고득점자순으로 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(2018), 「보육사업안내」). 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 취업 중이거나 취업을 준비 중인 영유아, 3자녀 이상 혹은 영유아 자녀가 2명 이상인 가구의 자녀 등이 있다.
 - 2) 맞춤형 보육은 0~2세의 영아가 종일반에 해당하는 경우 12시간의 종일반 보육을 지원하며, 종일반 자격에 해당하지 않는 경우 일 6시간과 필요에 따라 월 15시간의 긴급보육바우처의 보육서비스를 제공하는 정책이다. 현행 정책에 따르면, 아이를 종일반에 보내려고 할 때, 부부가 현재 맞벌이를 하고 있다는 사실증명을 해야 한다. 이를 증명하기 위해서는 해당자들이 4대 사회보험에 가입되어 있거나 그렇지 않은 경우 재직하고 있다는 증명서류나 소득 증빙서류를 제출해야 하고, 특히 일하는 시간이 주 15시간 이상임을 증명해야 한다(김유진, 2019).

Yamaguchi et al.(2018)는 일본의 보육정책이 기혼여성 취업에 미치는 효과가 작거나 통계적으로 유의하지 않은 것이 정책에 대한 전업모와 취업모의 이질적인 처치효과에 의한 구축효과 때문이라고 밝히고 있다. 일본은 우리나라와 다르게 취업 여부에 따라 취업 모에게 보육시설이 먼저 할당되어 외벌이 가구가 보육시설을 이용하기가 쉽지 않다. 이 연구는 선택적 보육과 보편적 보육 사이에서 정책 방향을 설정하는 데에 있어 우리나라 현실에 시사하는 바가 있다. 우리나라는 일본처럼 취업모에게만 보육시설 우선권을 부여 하진 않는다. 그러나 어린이집이라는 지역제, 즉 작은 지역 단위에서 보육수요와 공급이 불일치할 수 있다. 보육수요가 공급을 초과하는 경우 보육시설 입소 우선순위는 보육정책의 대상을 일정 정도 제약하는 효과를 가진다. 그러므로 보편적 복지를 도입한 2013년, 맞벌이 가구에 200점 우선순위를 도입한 2015년, 맞춤형 보육을 시행한 2016년 7월 이후 등 시기에 따라 보육시설에 접근할 수 있는 가구의 특성이 달라질 수밖에 없다. 취업모 중심 보육정책이 전개되면서 정해진 어린이집 입소 우선순위 하에서 보육시설을 이용하는 이용자의 특성 또한 조금씩 달라져 왔다. 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(2018 보육실태조사 가구조사).

따라서 본 연구는 맞벌이 가구에 어린이집 입소 우선순위를 둔 2015년 이후 보육시설이 기혼여성 취업에 미치는 처치효과를 추정하고자 한다. Yamaguchi et al. (2018)가 활용한 MTE(Marginal Treatment Effect) 방법을 적용하여 보육시설 이용이 기혼여성 취업에 미치는 효과를 분석했다. MTE 분석 방법은 보육시설 입소 우선순위(시기)에 따라 처치집단에 포함되는 가구가 달라지는 상황에서 처치집단의 처치효과(TT: Effect of Treatment on the Treated)와 비처치집단의 처치효과(TUT: Effect of Treatment on the Untreated)를 구분해서 추정할 수 있도록 한다. 취업모 중심 보육정책의 효과를 어린이집을 이용한 어머니와 그렇지 않은 어머니의 노동공급 효과로 구분하여 파악한다는 점에서 본 연구의 실증적 기여가 있다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 선행연구를 검토하고, 제III장에서는 MTE 분석 방법을 설명한다. 제IV장에서는 노동패널 자료를 이용하여 분석한 기초통계량과 처치효과의 추정치를 제시한다. 그리고 결과의 강건성 검증 결과도 논의한다. 마지막 제V장에서는 결론과 시사점을 제시한다.

II. 선행 연구

영유아의 연령이나 가구소득 등과 관계없이 모든 영유아에게 시설보육을 지원하는 국가는 세계적으로 우리나라가 유일하다. 우리나라의 이러한 시설보육 중심 보편적 서비스 지원정책은 육아휴직의 사각지대로 인하여 맞벌이 가구가 자녀를 돌보기 어렵고, 고령화로 인한 생산인구 감소를 해소하기 위하여 여성 인력의 노동시장 참여를 유도할 필요가 있다는 점을 고려하면 상당한 타당성을 갖는다. 그러나 국내 선행 연구들은 보편적 보육정책이 기혼여성 취업에 갖는 실질적 효과가 일관되게 나타나지 않음을 보여주고 있다.

무상보육 도입 이전 시기에 저소득층이나 한부모 가구 등에 우선적으로 보육시설을 할당하던 보육정책이 기혼여성 취업에 미치는 영향에 관한 선행 연구들은 부정적이거나 긍정적인 효과가 존재함을 밝히고 있다. 그러나 2013년 이후로 전 계층 무상보육 시대에 들어선 이후에는 보육정책이 여성의 경제활동참가를 증가시켰다는 연구가 다소 우세하다. 유자영(2015)은 여성가족패널 4차(2012년도) 자료를 이용하여 20세 이상 45세 이하의 기혼여성의 경제활동참가에 영향을 미치는 요인을 탐색하였다. 다항로지스틱 회귀분석의 한계효과 추정 결과, 보육시설 이용 여부는 여성의 경제활동참가에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 정규 전일제의 고용 가능성을 높이지는 못했지만, 미취업 가능성을 낮추고 그 외 경제활동참가 형태의 고용 가능성을 상당히 높여주는 것으로 나타났다. 이승재(2016)는 한국복지패널 2007년, 2010년, 2013년 자료를 사용하여 보육료·유아학비 지원 확대가 기혼여성 노동공급에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 2009년과 2013년에 이루어진 보육료·유아학비 지원 확대를 이용하여 이중차분모형으로 분석했다. 분석 결과, 2009년에 이루어진 보육료·유아학비 지원 확대는 영·유아 자녀를 둔 여성의 노동시장 참여 확률과 노동시간을 통계적으로 유의미하게 변화시키지 못한 반면, 2013년에 이루어진 보육료·유아학비 지원 확대는 영·유아 자녀를 둔 여성의 노동시장 참여 확률과 노동시간을 모두 통계적으로 유의미하게 증가시켰다.

보육예산이 여성의 경제활동참가에 의미 있는 영향을 미치지 못했다는 지적도 나온다. 보편적 무상 보육정책은 도입 이후에도 영아의 어린이집 이용률은 크게 증가하지 않았으며, 오히려 취업도 여부 등 가구별 특성을 고려하지 않고 모든 영유아를 대상으로 하는 보육서비스 지원이 보육서비스 지원 예산의 낭비일 수 있다는 비판을 받았다(이채정,

2017). YoungWook Lee(2016)은 한국아동패널(National Childcare Survey) 2009년, 2012년 자료를 이용하여 보편적 보육지원이 보육 결정과 어머니의 취업에 미치는 영향에 대해서 분석하였다. 0~2세의 모든 영아에게 무상보육을 제공하기 시작한 2012년 한국의 보편적 보육으로의 제도 개혁을 자연 실험적 사건으로 가정하고 이중차분 분석을 실시했다. 연구 결과, 무상보육 지원 도입으로 인한 보육지원 확대는 어머니들의 취업에 대해서는 거의 효과를 보이지 않았다.

모든 계층을 동일한 대상으로 하기보다 저소득층과 취업모 가구를 중심으로 지원해야 한다는 취업모 중심의 보육정책에 대한 논의도 꾸준히 이어져 왔다(장하진·이옥·백선희, 2015). 보편적 보육정책이 기혼여성의 취업을 증가시키나, 취업모를 우선으로 할 경우 여성고용률을 더 높일 것임을 주장하고 있다. 한중석·이영재·홍재화(2017)는 생애주기 모형을 이용하여 가상적인 보편적 보육지원과 취업조건부 보육지원을 상정하여 이 두 정책을 비교했는데 취업조건부 정책에서는 기준경제보다 여성고용률이 0.73% 증가하고, 보편적 지원정책에서 여성고용률이 0.23% 증가하여 취업조건부로 보육료를 지원하는 정책이 여성고용률을 더 높일 것이라고 분석했다. 김현숙(2018)은 19년간(1998~2016년)의 노동패널조사를 이용하여 우리나라의 보육료 지원이 영유아 보육시설·유치원 이용, 기혼여성의 노동시장 참여, 근로시간에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하였다. 분석 결과 패널프로빗 모형을 통한 분석에서 부모보육료 지원은 정부의 지원이 없었을 경우와 비교할 때 기혼여성의 노동시장 참여를 3.5%포인트 증가시켰다고 추정했으나 맞춤형 보육이 시행되고 이원화된 제도가 지속된다면 보육료 지원이 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향이 더 커질 수 있을 것으로 예측하였다.

Yamaguchi et al.(2018)는 일본의 보육정책이 기혼여성 취업에 미치는 효과를 추정했다. 기존 연구에서 일본의 보육정책이 어머니의 취업에 미치는 효과가 작거나 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것은, 이미 취업 중인 어머니에게 보육시설이 먼저 할당되어 외벌이 가구가 보육시설을 이용하기 쉽지 않기 때문이라는 것이다. 맞벌이 가구의 경우 조부모의 돌봄과 같은 비공식 보육방식을 이용하고 있다가 보육시설을 이용하는 경우가 있다. 이때 이미 취업한 상태의 어머니들은 정책효과, 즉 보육시설을 이용함으로써 경제활동에 참가하는 효과로 나타나지 않는다. 이 연구는 정책에 대한 비취업모와 취업모의 이질적인 처치효과가 정책효과를 구축할 것이라고 가정한다. MTE 분석 방법을 이용하면 보육시설을 이용하는 어머니의 처치효과와 보육시설을 이용하지 않는 어머니의 처치효과를 구별할 수 있다. 분석 결과 더 작은 처치효과, 즉 보육시설을 이용하게 될 때 취

업 가능성이 낮은 어머니들이 보육시설을 이용할 가능성이 높았다. 즉, 보육시설을 이용하는 어머니의 처치효과가 보육시설을 이용하지 않는 어머니의 처치효과보다 작았다. Yamaguchi et al.(2018)는 어머니가 취업 상태에 있는 맞벌이 가구에게 보육시설을 우선적으로 할당하는 일본의 보육정책이 비효율적이라는 시사점을 도출하고 있다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 분석 자료 및 단위

본 연구는 기혼여성 취업에 대한 보육시설의 이질적인 처치효과를 추정하기 위해 배우자와 5세 이하 자녀가 있는 45세 이하 여성 가구원을 분석대상으로 삼았다. 보육료 지원 대상은 1~6세이지만 6세(만 5세)의 경우 유치원과 대체효과가 높다고 판단되어 분석대상에서 제외하였다. 한국노동패널 18차(2015년)~21차연도(2018년) 자료를 사용했다. 분석에 사용된 관측치는 18차연도 513명, 19차연도 477명, 20차연도 453명, 21차연도 435명이었다.

2. 모형

가. MTE 분석 방법³⁾

본 연구에서는 Yamaguchi et al.(2018)의 연구를 참고하여 어머니의 관찰되는 특성과 관찰되지 않는 특성에 따라 달라지는 이질적인 처치효과를 추정한다. Björklund and Moffitt(1987)와 Heckman and Vytlačil(2005)에 의해 발전된 MTE framework을 이용하고자 한다(Yamaguchi et al., 2018). MTE 분석 방법을 사용하여 처치효과를 추정하는 데 있어서는 도구변수가 반드시 필요하다(이 슬, 2011).

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

3) MTE framework의 설명은 Cornelissen et al.(2016, 2018), Andresen(2018) 그리고 Yamaguchi et al.(2018)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 선택방정식에 따라 결정된다.

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

D 는 처치에 대한 더미변수로, $1\{\cdot\}$ 은 중괄호 안의 조건을 충족하면 1의 값을 가지고 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 지시함수(indicator function)다. Z 는 결과방정식 (1)에서 제외된 도구변수 벡터다. 본 연구의 도구변수 Z 는 주어진 지역에서의 아이당 보육시설 자리로 정의되는 보육시설의 공급률이다. 이 도구변수의 타당성은 다음 장에서 자세히 분석하기로 한다. 그 외에 도구변수 벡터에는 공급률과 외생변수 X 의 부분집합과의 상호작용항을 포함한다. V 는 처치에 대한 성향의 관찰되지 않는 이질성을 뜻하는 i.i.d. 오차항이다(Cornelissen et al., 2016). 오차항 V 는 선택방정식 (3)에서 음(-)의 부호를 갖고 있고, 이는 개인이 처치를 받지 않게 하는 관찰되지 않는 특징을 나타내는 스칼라다. 이를 처치에 대한 저항(resistance)이라고 부르기로 하자.

선택방정식 (3)은 다시 아래와 같이 쓸 수 있다.

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

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

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

MTE를 이용한 연구는 V 의 절댓값보다는 V 의 분포 분위에서 처치효과를 추정한다. F_V 는 V 의 누적분포함수이고, $P(\cdot)$ 는 성향 점수(propensity score), 즉 관찰되는 특징 Z 를 가지고 있는 개인이 처치를 받을 확률이다. U_D 는 관찰되지 않는 저항 V 의 분위수(quantiles)이다. 따라서 개인들은 성향점수가 개인이 위치한 V 분포의 분위수를 초과할

때, 즉 관찰되는 특징들 X_γ 와 δZ 하에서 처치에 대한 동기(encouragement)가 처치에 대한 저항을 초과할 때 처치를 받게 된다. (U_0, U_1, U_D) 가 조건부로 주어진 X 에서 Z 와 독립이라고 가정한다.

MTE는 다음과 같이 정의할 수 있다.

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

식 (7)은 MTE가 x 라는 특성과 관찰되지 않는 처치에 대한 저항(이질성)으로 u_D 라는 값을 갖는 경제주체들에 한정하여 산출된 평균적인 처치효과임을 나타낸다(이 슐, 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 정책 관련 모수들은 MTE에 가중평균하여 구할 수 있다.

본 연구는 개인별로 보육시설의 처치효과가 다르다고 예측한다. 일본의 보육정책과 달리, 취업모 우선 정책이 강력하게 추진되지 않으므로 선형적으로 처치집단과 비처치집단의 처치효과의 이질성과 상대적 크기를 예측할 수는 없다. 또한, 일본의 경우 처치집단은 취업모이고 비처치집단은 비취업모와 동일시할 수 있는 반면, 우리의 경우 처치집단은 취업모와 비취업모가 모두 포함되어 있다. 보육정책이 취업모 중심으로 전개되면서 처치집단의 구성이 달라졌다면, 이는 처치집단과 비처치집단의 처치효과에도 영향을 미쳤을 것이다. 본 논문의 목적은 두 집단의 처치효과의 이질성을 실증적으로 검증하는 데 있다.

처치효과는 처치상태와 비처치상태 사이의 기혼여성 취업의 차이이다. Yamaguchi et al.(2018)의 연구에서 대부분 처치상태의 엄마들은 취업상태에 있는데, 일본의 보육정책 하에서 어머니의 취업은 보육시설을 이용하기 위한 자격조건이기 때문이다. 그러나 비처치상태에서 어머니는 조부모가 제공하는 돌봄 같은 대안적인 보육방식의 이용 가능성에 따라 일을 할 수도 있고 안 할 수도 있다. 이는 처치효과가 대안적 돌봄 방식의 이용 가능성에 따라 다르다는 것을 암시한다.

u_D 을 직관적으로 해석하기 위해서는 한국의 연도별 입소 우선순위를 고려해야 한다. 처치에 대한 관찰되지 않는 저항 u_D 는 입소 우선순위에 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 취업 모를 중심으로 하는 보육정책을 시행하였고, 2016년 7월에는 종일반을 취업모에게만 배정하는 맞춤형 보육을 시행하였다. 그러나 일본과는 달리 보육시설을 이용하는 어머니의 비중이 어느 한쪽으로 명백하게 편향되지는 않았으므로 u_D 를 정확하게 해석하기는 어렵다. 다만 u_D 에 따른 연도별 MTE 곡선의 추이를 바탕으로 정책의 변화와 관찰되지 않는 처지에 대한 저항 u_D 를 연결하여 해석하고자 한다.

나. Local IV를 사용한 MTE 추정

MTE를 추정하는 방법의 하나는 Heckman and Vytlacil(1999, 2001, 2005)이 발전시킨 LIV(Local Instrumental Variable)를 사용하는 것이다. 이는 MTE를 성향점수에 대한 Y 의 조건부 기댓값의 도함수로 추정하게 한다(Andresen, 2018). LIV는 다음과 같이 정의된다.⁴⁾

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

즉, LIV는 외생변수들 X 와 성향점수 $P(X_\gamma + \delta Z)$ 를 조건부로 한 평균 결과 Y 를 p 에 대해서 미분한 것이다. LIV가 MTE를 어떻게 식별하는지 살펴보면 다음과 같다.

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

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

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

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

4) LIV의 정의는 이 슬(2011)을 참고하였다. LIV를 이용한 MTE의 더 자세한 식별과정은 부록에 첨부하였다.

선형성 가정을 사용하면, 관찰되는 특징과 성향점수가 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 성향 점수(p)의 비선형함수이다(Andresen, 2018). 성향점수 p 에 관한 이 결과방정식 (9)의 유도는 $X=x$ 이고 $U_D=p$ 인 개인의 MTE를 도출한다. 즉, LIV는 잠재적 결과방정식을 관찰된 설명변수 X 들과 성향점수 $P(X,Z)$ 의 함수로서의 방정식을 생산한다(Cornelissen et al., 2018).

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

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

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

local IV 추정치가 관찰되지 않는 특징들인 u_D 에 의해 정의되는 MTE를 도출하는 과정은 다음과 같다. 선택방정식은 관찰되지 않는 특징 $u_D < p$ 인 것이 처치되고 $u_D = p$ 인 것은 무시된다는 것을 나타낸다. 성향점수를 p_0 에서 p 만큼 증가(dp 만큼 조금)시키면 이전에는 누락되었던, $u_D = p_0$ 인 사람들이 처치집단으로 포함된다. 방정식 (9)에서 Y 의 증가는 p 의 변화분과 처치효과를 곱한 것과 같다. 즉, $dY = dp * MTE(U_D = p_0)$ 이며, MTE는 이 식을 재정리하여 $dY/dp = MTE(U_D = p_0)$ 로 도출된다. 따라서 $U_D = p$ 에서의 MTE는 처치에 새롭게 선택된 사람들의 p 로 미분한 평균 결과의 변화이다(Cornelissen et al., 2016). MTE 곡선은 p 수준에서 방정식 (9)의 도함수가 된다.

본 연구에서는 Yamaguchi et al.(2018)의 연구를 참고하여 local IV 분석을 시행하였다. 먼저 성향점수 $F_V(X_\gamma + \delta Z) = P(X_\gamma + \delta Z)$ 의 추정치를 예측하기 위해 처치선택방정식 (3)을 다항 프로빗 모형으로 추정했다. 공변량들은 어린이집 공급률의 삼차항까지,

부모의 나이와 교육수준, 본인의 소득을 제외한 가구소득의 로그,⁵⁾ 지역수준 실업률 그리고 지역 더미를 포함한다. 또한, 어머니 개인 단위의 자료이기 때문에 막내 자녀의 나이와 영유아 자녀의 수도 통제변수로 추가하여 분석한다. 어린이집 공급률에 대한 이질적 반응을 가정하여, 어린이집 공급률과 부모 및 가구의 특징의 상호작용항을 포함시켰다.

다음으로 $K(p)$ 를 이차함수라고 가정한 선형회귀분석으로 결과방정식 (9)를 추정한다. 기본모형에서 이차다항식을 가정했고, 강건성을 검증하기 위해 고차항의 성향점수 분석을 실시했다. 공변량으로 부모의 나이와 교육수준, 본인의 소득을 제외한 가구소득의 로그, 지역수준 실업률, 막내 자녀의 나이와 영유아 자녀의 수 및 지역 더미를 포함한다. 부모의 나이와 교육수준, 소득에 대한 이질적 처치효과를 가정하여, 부모 및 가구의 특징과 성향점수의 상호작용항을 포함한다. 표준오차는 100번 반복하여 부트스트랩했고 지역수준의 클러스터 효과를 통제했다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계

분석에 사용된 표본의 기초통계량은 <표 1>과 같다. 어머니의 평균나이는 34~35세이다. 학력별로는 2015년 고졸 이하의 학력을 가진 어머니가 29%, 전문대졸 어머니가 31%, 4년제 대졸 이상이 40%를 차지했고, 2016년 고졸 이하의 학력을 가진 어머니가 26%, 전문대졸 어머니가 32%, 4년제 대졸 이상이 42%를 차지하였다. 2017년에는 고졸 이하가 24%, 전문대졸이 31%, 4년제 대졸 이상이 45%를, 2018년에는 고졸 이하가 25%, 전문대졸이 31%, 4년제 대졸 이상이 44%를 차지하였다. 평균 여성에 비해 약간 높은 학력수준을 보였으며 최근으로 올수록 학력수준이 증가하고 있음을 볼 수 있다. 표본 내 어머니의 경제활동참가율은 2015년 37%에서 2016년 41%로 증가했다가 2018년에

5) 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.

〈표 1〉 기초통계량

단위: 명, %

변수		표본 수	평균	표준편차	표본 수	평균	표준편차
		2015			2016		
인적 특성	나이	513	34.277	3.884	477	34.614	3.916
	고졸 이하	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
	경제활동참가	513	.370	.483	477	.405	.491
배우자 특성	나이	513	36.665	4.504	477	36.904	4.455
	고졸 이하	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 등록 여부	513	.456	.499	477	.442	.497
	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
	고졸 이하	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
	경제활동참가	453	.397	.490	435	.375	.485
배우자 특성	나이	453	36.962	4.493	435	37.161	4.718
	고졸 이하	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 등록 여부	453	.448	.498	435	.469	.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		

자료: 한국노동패널 19~21차연도

38%로 다소 하락하였다.

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

보육시설 등록은 5세 이하 자녀 모두 보육시설에 다닐 경우 1로, 그렇지 않은 경우 0으로 정의하였다. 보육시설 등록률은 2015년 46%, 2016년 44%, 2017년 45%, 2018년 47%로 나타났으며, 연도별로 뚜렷한 경향을 보이지 않았다. 보육시설 공급률은 2015년에 78%에서 2018년에 87%로 점차 증가하고 있다. 자녀 수는 꾸준히 약 1.2명으로 나타나며, 막내 나이 평균은 약 만 2세이다.

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

2. 보육시설 확대의 외생성

Yamaguchi et al.(2018)의 연구와 마찬가지로 본 연구에서도 도구변수로서 보육시설⁶⁾

6) 우리나라의 보육서비스는 단기간에 보육수요를 충족시키기 위해 민간보육시설에 의존하는 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).

공급률을 사용하기 전에 보육시설 확대의 외생성을 검증했다. 어린이집의 설치율은 정부의 보육정책에 따라 결정되는 것으로 다른 변수에 비해 외생성이 강하다(최효미, 2014). 그러나 지역별 토지가격이나 지방자치단체의 예산 등 여타 시군구 단위 지역특성들이 보육시설 접근성 확대에 영향을 주었는지 확인했다. 보육시설 접근성은 시·군·구별 어린이집 공급률(coverage rate)을 활용한다. 영유아 보육서비스의 경우 거리상으로 가까운 곳에 위치한 기관으로부터 서비스를 제공받는 경향이 매우 강했으며, 보육서비스 제공자 혹은 기관까지 가는 데 소요되는 시간은 대부분 30분 이내인 것으로 나타났다(최효미, 2014). 또한, 유치원의 경우 어린이집과 비슷한 프로그램을 제공하지만, 어린이집과 입소 대기 기간에 차이가 있다. 2018년 보육실태조사에 따르면, 입소 대기신청 기관으로 국공립 어린이집이 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 아이당 보육시설 정원수로 측정할 수 있다. 보육시설 공급률 계산을 위하여 보건복지부 보육통계의 시·군·구별 어린이집 정원 현황과 통계청의 시·군·구별 주민등록인구 현황 자료를 이용하였다. 자료의 한계로 인하여 기준연도는 2009년으로 설정하였다.

2009년부터 2018년까지의 전체 어린이집과 국공립 어린이집 공급률 확대 모형을 2009년(기준연도) 공급률, 합계출산율, 통합재정수지비율, 표준지 공시지가 평균값, 여성 임금, 여성 경제활동참가율 그리고 지역 전체 실업률을 변수로 포함하여 추정했다. 대부분의 설명변수는 2009년에 측정되었으나, 2009년 통계청 자료에 나와 있는 여성 경제활동참가율 및 실업률의 경우 시·군·구별 자료를 구할 수 없어서 2010년 인구주택총조사의 자료를 활용하여 산출하였다. 여성 경제활동참가율은 취업자와 실업자를 모두 포함하는 경제활동인구를 생산가능인구로 나눈 값이다. 합계출산율 변수는 통계청의 인구동향조사 자료를 사용하였고, 통합재정수지비율 변수는 지방재정통합공개시스템 자료를 바탕으로 $((\text{세입} - (\text{지출} + \text{순융자})) \div \text{통합재정규모}) * 100(\%)$ 로 계산했다. 표준지 공시지가 평균값은 국토해양부에서 발간한 2009년도 부동산 가격공시에 관한 연차보고서의 표준지 공시지가 가격수준 최솟값과 최댓값을 평균했다. 엄밀히 말해 지역토지가격의 평균값이라 할 수는 없으나 자료의 한계로 인해 위와 같은 방식으로 변수를 구축했다. 여성임금은 2009년 노동패널조사의 월급액을 월근로시간으로 나누어 계산하였다.

<표 2>는 회귀결과를 나타낸다. (1)열에서는 2009년 어린이집 공급률만을 포함하여 분석하였다. 당해연도 지역별 공급률 변화는 기준연도 공급률과 음(-)의 관계를 갖는다.

〈표 2〉 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)
합계출산율		-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 여성 시급 (임금/근로시간)		4.713 (3.228)		5.043 (3.373)
지역 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)
합계출산율		-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 여성 시급 (임금/근로시간)		5.029 (4.154)		4.950 (3.761)
지역 실업률		.701 (1.915)		1.548 (2.156)
지역더미		○		○

주: 괄호 안은 부트스트랩된 표준오차.

자료: 여성 경제활동참가율과 지역 전체 실업률은 2010년 인구주택총조사의 자료를 활용하여 산출함. 그 외의 모든 설명변수는 2009년에 측정됨. 합계출산율은 통계청의 인구동향조사 자료를, 통합재정수지비율은 ((세입-(지출+순융자))-통합재정규모)*100(%)로 산정한 비율로 지방재정통합공개시스템 자료를 참고함. 표준지 공시지가 평균값은 국토해양부에서 발간한 2009년도 부동산 가격공시에 관한 연차보고서의 표준지 공시지가 가격수준 최솟값과 최댓값을 평균했음. 여성임금은 2009년 노동패널조사의 월급액을 월근로시간으로 나누어 계산함.

〈표 3〉 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)
합계출산율		-1.554 (1.251)		-1.457 (1.378)
통합재정수지비율		-.007 (.046)		.023 (.044)
로그 표준지 공시지가 평균값		-.778* (.420)		-1.062* (.580)
로그 여성 시급 (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)
합계출산율		-1.878 (1.444)		-1.711 (2.273)
통합재정수지비율		.025 (.048)		-.015 (.065)
표준지 공시지가 평균값		-1.215* (.632)		-1.649** (.720)
로그 여성 시급 (임금/근로시간)		-.449 (.462)		-.476 (.796)
실업률		-.056 (.370)		.239 (.553)
지역더미		○		○

주: 괄호 안은 부트스트랩된 표준오차.

자료: 여성 경제활동참가율과 지역 전체 실업률은 2010년 인구주택총조사의 자료를 활용하여 산출함. 그 외의 모든 설명변수는 2009년에 측정됨. 합계출산율은 통계청의 인구동향조사 자료를, 통합재정수지비율은 ((세입-(지출+순융자))÷통합재정규모)*100(%)로 산정한 비율로 지방재정통합공개시스템 자료를 참고함. 표준지 공시지가 평균값은 국토해양부에서 발간한 2009년도 부동산 가격공시에 관한 연차보고서의 표준지 공시지가 가격수준 최솟값과 최댓값을 평균했음. 여성임금은 2009년 노동패널조사의 월급액을 월근로시간으로 나누어 계산함.

이는 더 낮은 공급률을 보이는 지역의 어린이집을 설치하려는 압력 및 수요가 존재함을 시사한다. (2)열에서는 다른 모든 2009년, 2010년도 시군구 단위 지역특성들을 포함하여 분석하였다. 분석 결과 어떤 특정한 지역특성 요소도 전체 어린이집 공급률 확대에 영향을 미치지 않았다.

그러나 <표 3>에 나와 있는 것처럼, 국공립 어린이집 공급률 확대에는 몇몇 지역특성들이 영향을 미치는 것으로 나타났다. Cornelissen et al.(2018)는 기준연도의 지역특성이 보육시설 공급률 확대에 영향을 미치는 경우라 하더라도 기준연도 특성들이 시간불변오차, 즉 지역별 차이를 반영하기 때문임을 지적하면서, 모형에 지역더미를 포함시켜야 한다고 주장했다. 그러나 국공립 어린이집 공급률 확대 분석에서는 지역더미를 포함한 경우에도 몇몇 특성들의 영향력이 유의한 것으로 나타났다. 2015년에는 로그 표준지 공시지가 표준값과 로그 여성 시급과 음(-)의 관계를 가진다. 이는 아마도 지리적으로 분산되고 서비스 접근이 어려운 농산어촌이나, 도시라 하더라도 보육시설의 접근성이 떨어지는 지역이나 저소득층 밀집 지역에 국공립시설을 우선 설치하고 있기 때문에 나타난 결과로 해석된다. 실제로 어린이집 미설치 지역과 저소득 밀집 지역, 농산어촌 지역이 국공립시설 확충 우선순위가 되고 있다(장하진 외, 2015). 그러나 2016년에 들어와서 로그 여성 시급에 대한 통계적 유의성이 사라지는 것을 볼 수 있다. 2017년에 들어와 여성 시급과 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 어린이집은 도구변수로서 외생성을 충족하기 어렵다고 할 수 있다. 이에 실증 분석은 전체 어린이집 공급률만을 사용하여 진행했다.

3. 보육시설 공급률이 보육시설 등록률과 기혼여성 취업에 미치는 효과

본 절은 첫 번째 단계의 프로빗 선택방정식에 기반한 한계효과를 살펴볼 것이다. 공급률과 보육시설 이용 여부의 상관관계를 고려하여 도구변수로 보육시설 공급률뿐 아니라 공급률의 삼차항까지 사용하여 분석하였다. 더 나아가 보육시설 공급률에 이질적 처치효과를 고려하기 위해 부모 및 가구특성(부모의 나이, 학력수준, 본인 외 가구소득의 로그) 변수와의 상호작용항을 포함하였다. 또한, 정책의 내생성도 고려하므로 연도 더미와 기

준연도 지역특성 변수들의 상호작용항도 포함했다.⁷⁾

<표 4>는 공급률과 부모 및 가구의 특징이 보육시설 등록에 미치는 프로빗 모형의 한계효과 결과를 제시했고, <표 5>는 공급률과 부모 및 가구의 특징이 기혼여성 취업에 미치는 프로빗 모형의 한계효과 결과를 제시한 것이다. 지면의 한계상 표에 공급률의 상호작용항 및 지역더미 변수를 제외하고 주요변수들의 한계효과만을 제시했다.

보육시설 공급률은 2015년을 제외하고는 보육시설 이용을 증가시켰다. 한계효과는 통계적으로 유의했다. 공급률의 이차항과 삼차항은 2016년과 2017년에서 통계적으로 유의함을 볼 수 있다. 보육시설 공급률은 2015년을 제외하고 기혼여성 취업에 양(+)⁸⁾의 영향을 미쳤으나 통계적으로 유의하진 않았다. 이러한 결과는 처치선택(treatment selection) 단계, 즉 보육시설 이용 단계에서는 통계적으로 유의한 영향을 미쳐야 하지만 기혼여성 취업 모형에서는 통계적으로 유의한 영향을 가져서는 안 된다는 도구변수 선택의 적절성을 뒷받침한다(이 슌, 2011). 따라서 이질적 한계처치효과 분석에서는 2016년부터 2018년 자료를 사용하여 분석했다. 그러나 통계적 유의성이 변수에 따라 10% 선에서만 존재하므로 약도구변수(weak IV) 문제가 있을 수 있다. 다음 절에서 제시할 이질적 한계처치효과 모형 추정에서 사용하는 도구변수는 <표 4> 프로빗 모형 추정에서 도출한 성향점수임을 주의할 필요가 있다.

다른 변수들의 효과에 대해서 살펴보자. 어머니의 나이는 분석 기간 동안 보육시설 등록을 감소시키는 것으로 나타났다. 통계적 유의성은 2017년에만 나타났다. 어머니의 나이는 고용 여부에도 2015년을 제외하고는 음(-)의 영향을 미쳤는데 2018년만 통계적으로 유의했다. 학력수준의 기준집단이 대졸 이상임을 유의하여 해석하면, 고졸 이하 어머니는 2016년을 제외하고 대졸 이상 어머니보다 보육시설 등록 확률이 낮았다. 계수 값은 2017년만 통계적으로 유의했다. 고졸 이하 어머니는 2017년과 2018년에 대졸 이상 어머니에 비해 기혼여성 취업에 통계적으로 유의한 양(+)⁹⁾의 영향을 미치고 있다. 전문대졸 및 대학재학 변수는 보육시설 등록과 기혼여성 취업에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다.

배우자의 나이는 2015년을 제외하곤 보육시설 등록과 기혼여성 취업을 둘 다 증가시키는 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 계수 값은 2018년에만 통계적으로 유의했다. 배우자의 교육수준의 경우 2017년을 제외하고 고졸 이하 배우자는 대졸 배

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

우자에 비해서 보육시설 이용을 감소시키는 것으로 나타났다. 통계적 유의성은 2015년에 만 나타났다. 고졸 이하 배우자와 전문대졸 및 대학재학 배우자는 대졸 배우자에 비해 대부분 기혼여성 취업을 감소시키는 것으로 나타났다.

본인 외 가구소득변수의 경우 보육시설 등록을 증가시키는 것으로 나타났다. 2015년 을 제외하고는 통계적으로 유의했다. 소득이 적은 경우 보육료 지원보다 양육수당을 선택하는 것으로 추정할 수 있다. 본인 외 가구소득변수는 기혼여성 취업에 별다른 유의한 영향을 미치지 않았다. 자녀 수는 보육시설 등록을 줄이고 기혼여성 취업은 증가시키는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하진 않았다. 막내 나이는 2018년 보육시설 이용과 기혼여성 취업을 통계적으로 유의하게 증가시켰다.

〈표 4〉 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	-.011 (.013)	-.045* (.023)	-.026* (.014)	-.022 (.014)
	보육시설 공급률	.000 (.000)	.000** (.000)	.000* (.000)	.000 (.000)
	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)
개인 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)
배우자 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: 1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 를 나타냄.

2) 지면의 한계상 표에 공급률의 상호작용항 및 지역더미변수 결과를 제외하고 주요변수들의 한계효과만을 제시함.

자료: 한국노동패널 19~21차연도

〈표 5〉 보육시설 공급률이 기혼여성 취업에 미치는 한계효과

기혼여성 취업		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)
개인 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)
배우자 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: 1) *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01를 나타냄.

2) 지면의 한계상 표에 공급률의 상호작용항 및 지역터미 변수 결과를 제외하고 주요변수들의 한계효과만을 제시함.

자료: 한국노동패널 19~21차연도

4. Local IV를 사용한 이질적 한계처치효과

가. 추정치의 해석

이 절에서는 방정식 (9) 추정 결과를 살펴보자. 첫 번째 단계 프로빗 추정에서 처치집단과 비처치집단 각각의 추정된 성향점수의 밀도함수⁸⁾는 부록에 제시했다. <표 6>은 Local IV 추정치를 사용하여 보육시설 이용이 기혼여성 취업에 미치는 효과와 모수 추정치를 제시했다. 성향점수의 이차항 계수가 바로 MTE 곡선의 기울기를 의미한다. 모수적 가정을 적용하면 성향점수의 이차항 계수의 유의성 검정을 함으로써 MTE의 이질성 여부를 검정할 수 있다(Yamaguchi et al., 2018). 이질성 검정결과는 <표 6> 하단에 표기하였다. 또한, 약한 도구변수(weak instrument) 검정결과인 1단계 추정식에서 사용된 도구변수의 F-통계량 값도 제시했다.

MTE는 일부 관찰되는 특징에 따라 이질적이다. 2016년에는 본인 외 가구소득이 1% 증가할 경우 보육시설 이용이 기혼여성 취업에 미치는 처치효과가 약 15%포인트 낮아지는 것으로 나타났다. 2017년에는 배우자 나이가 1살 많을수록 보육시설이 기혼여성 취업에 미치는 처치효과가 약 5.5%포인트 증가한다. 2018년 분석에서는 고졸 이하 학력수준을 가진 배우자의 경우 처치효과가 약 45.5%포인트 증가하는 것으로 나타났다. 그 외에 통계적으로 유의하거나 눈에 띄는 경향성을 가진 계수는 보이지 않는다. 약한 도구변수 검정결과 F-통계량 값이 연도에 따라 점점 감소하고 있으나 모두 10을 넘어서고 있는 것을 볼 수 있다. 경험 법칙에 따르면 F-통계량이 10보다 크면 내생변수와 적절한 상관관계를 가지고 있다고 판단할 수 있다(민인식·최필선, 2018). MTE 곡선의 기울기가 0이 아니라는 귀무가설을 설정한 이질성 검정결과, 처치집단의 처치효과와 비처치집단의 처치효과가 통계적으로 유의한 차이는 없었다. 다시 말하면 보육시설 이용하는 기혼여성의 취업 효과가 보육시설을 이용하지 않는 기혼여성의 취업 효과와 통계적으로 유의한 수준에서 차이가 없음을 시사한다.

8) 이는 도구변수들과 공변량들의 분포에 의해 생성된 무조건부 영역(unconditional support)을 나타낸다(Cornelissen et al., 2018).

〈표 6〉 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×기혼여성 나이	-.022 (.026)	-.039 (.027)	.046 (.036)
ps× 고졸 이하 기혼여성	.101 (.244)	.036 (.258)	-.187 (.274)
ps× 전문대졸 기혼여성	-.175 (.215)	.263 (.233)	-.185 (.258)
ps×배우자 나이	-.036 (.027)	.055** (.023)	-.025 (.029)
ps× 고졸 이하 배우자	-.173 (.285)	.047 (.310)	.455* (.262)
ps× 전문대졸 배우자	.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
Weak IV 검정: F-통계량	32.9756	27.9399	20.5615

- 주: 1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 을 나타냄.
 2) ps는 프로빗 회귀 모형 추정에서 산출한 성향점수, ps^2 는 성향점수의 이차항의 계수 값을 나타냄. 나머지는 성향점수와 관찰 가능한 변수의 상호작용항의 계수 값을 나타냄.
 3) 이질성 검정 p-value는 성향점수의 이차항 계수의 유의성 검정결과로 MTE의 이질성에 대한 검정임.
 4) Weak IV 검정은 도구변수로 사용한 성향점수에 대한 F-통계량을 나타냄.

자료: 한국노동패널 19-21차연도

[그림 1]은 MTE 결과가 처치에 대한 관찰되지 않는 저항 u_D 의 분위수에 따라 어떻게 변하는지를 보여주고 있다. MTE는 95% 신뢰수준을 따른다. MTE 곡선의 이질성 검정결과에서는 통계적으로 유의하지 않았으나, [그림 1]을 통해 연도에 따라 MTE 곡선의 변화를 관찰할 수 있다. MTE 곡선은 2016년과 2017년에 우하향하는 모양을 갖고 있지만 기울기는 2017년에 완만해졌다. 반면 2018년에는 완만한 우상향 기울기를 보이고 있다.

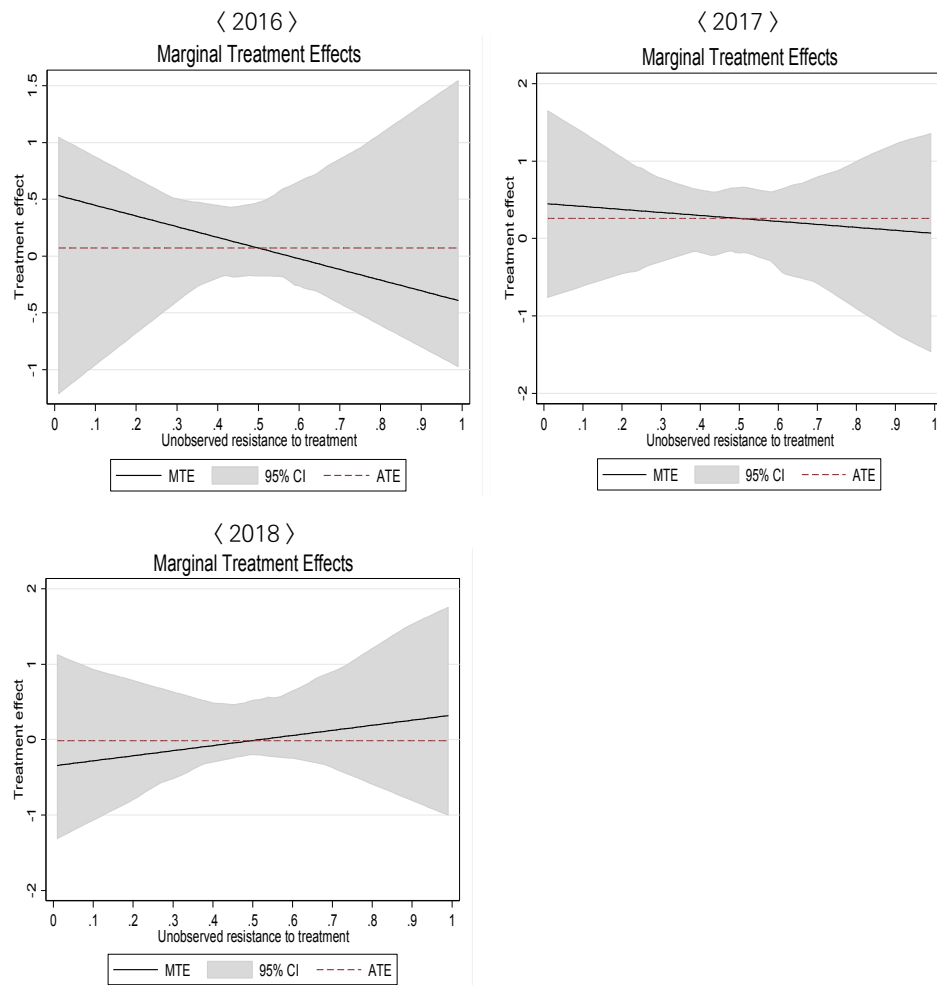
제도적 배경을 고려하여 이를 해석해보자. 2015년은 맞벌이 부부에게 보육시설 입소 순위에서 200점을 추가하기 시작한 해이다. 그 이전에는 부모 모두 취업 중이거나 취업을 준비하는 가구의 경우 1순위 대상이긴 했지만, 여타 다자녀, 다문화 등과 같은 1순위 대상들과 동등하게 100점이 부과되면서 우선순위에서 밀린다는 지적을 받기도 했다. 2016년의 MTE 곡선은 처치효과가 처치저항성이 증가함에 따라 감소하는 우하향의 형태를 띤다. 더 낮은 처치저항성(0에 가까울수록)은 보육시설에 등록될 가능성이 더 높다는 것이다(Yamaguchi et al., 2018). 관찰되지 않는 처치에 대한 저항이 낮은 집단, 즉 어린이집 입소 가능성이 높은 어머니의 처치효과가 처치에 대한 저항이 높은 집단, 즉 어린이집 입소 가능성이 낮은 어머니의 처치효과보다 높다는 것을 나타낸다. 보육시설 수요가 높은 취업모에게 200점을 부여한 정책하에서 보육시설을 이용할 가능성이 높은 어머니들은 보육시설을 이용할 가능성이 낮은 어머니들보다 보육시설을 이용할 때 취업으로 이어질 효과가 크다고 해석할 수 있을 것이다. 통계적으로 유의하지는 않았지만 2016년에는 취업모 우선의 보육정책이 집단 간 이질적인 효과를 가질 수도 있음을 시사한다.

그러나 정부가 2016년 7월부터 맞벌이 가정과 홀벌이 가정을 구분하여 종일반 보육에서 비취업모를 배제하는 정책을 편 이후인 2017년은 우하향 MTE 곡선의 기울기가 보다 완만해지는 모습을 보이고 있다. 강화된 맞벌이 가구 중심 보육정책은 아이를 종일반에 보내기 위해서는 부부가 4대 사회보험에 가입되어 있거나 그렇지 않은 경우 재직하고 있다는 증명서류나 소득 증명서류를 제출해야 하고, 일하는 시간이 주 15시간 이상임을 증명할 것을 요구했다. 2017년에 보육시설을 이용할 가능성이 낮은 기혼여성들의 보육시설 이용이 기혼여성 취업에 미치는 효과는 보육시설을 이용할 가능성이 큰 기혼여성들보다 여전히 작다. 그러나 기울기가 완만해졌다는 것은 그 차이가 2016년보다 작아졌음을 의미한다.

MTE 곡선은 2018년에는 완만한 우상향의 형태를 띠고 있다. 즉, 2018년에는 어린이집 입소 가능성이 낮은 기혼여성들의 처치효과가 어린이집 입소 가능성이 높은 기혼여성들의 처치효과보다 크다. 그러나 앞서 언급한 것처럼 처치집단의 처치효과와 비처치집단의 처치효과가 통계적으로 유의한 수준에서 다르지는 않다. 2018년 이후 곡선의 방향이 바뀌었다는 점은 맞춤형 보육이 시행되면서, 어린이집 입소 가능성이 낮은 기혼여성, 즉 홀벌이 가구 여성이 시설을 이용하게 되었을 때 취업 가능성이, 어린이집 입소 가능성이 높은 기혼여성, 즉 맞벌이 가구 여성이 시설을 이용하게 되었을 때 취업 가능성보다 더 커졌다는 것을 의미한다. 맞춤형 보육 시행으로 취업 가능성이 높은 비취업상태의 여성

이 시설 이용을 선택하지 않을 가능성이 커졌음을 시사한다. 맞춤형 보육은 자녀를 하루 12시간 종일 보육을 제공하는 종일반에 보내기 위해서는 부부가 현재 맞벌이를 하고 있다는 사실증명을 해야 하는 방식으로 자격 조건을 강화했다. 자격에 해당하지 않는 경우 일 6시간과 월 15시간 긴급 보육서비스를 제공했기 때문에 비취업 어머니의 일부는 보육서비스를 이용하는 대신 양육수당을 선택할 가능성이 높아졌다.

[그림 1] u_D 에 따른 MTE 곡선



나. 총 처치효과 모수

ATE, TT, TUT와 같은 총 처치효과 모수들은 MTE에 가중평균을 취함으로써 계산할 수 있다. 이 부분의 분석은 관찰되지 않는 이질성뿐 아니라 관찰되는 특징까지 고려한 것으로 보육시설 이용 성향과 처치효과 사이의 관계를 나타낸다. TT와 TUT를 계산하기 위해 MTE 곡선에 적용한 가중치⁹⁾는 각각 다르다. TT는 낮은 처치 저항성을 가진 개인이 처치될 가능성이 더 높기 때문에 U_D 의 낮은 값에 비중을 제일 많이 두는 반면, TUT는 높은 처치저항성을 가진 개인은 비처치집단에 속할 가능성이 더 높기 때문에 U_D 의 높은 값에 비중을 많이 둔다.

<표 7>은 총 처치효과 모수들의 추정치들을 나타낸다. 2016년의 ATE는 0.071이다. 이는 모집단에서 무작위로 뽑힌, 자녀가 보육시설에 다니는 기혼여성이 취업할 확률이 7.1%포인트 높다고 해석할 수 있다. ATE는 2017년에 약간 증가하였다가 2018년 -0.013으로 음(-)의 값을 갖는다. TT는 처치집단의 처치효과로, 2016년에 보육시설을 이용하고 있는 영유아를 둔 기혼여성들의 평균치 수준에서 보육시설의 이용이 취업 가능성을 약 26.1%포인트 증가시킨다는 것을 나타낸다. TT는 2017년 0.366으로 증가하였다가 점차 하락하여 2018년에는 -0.210으로 음(-)의 값을 보이고 있다. TUT는 비처치집단의 처치효과로서, 2016년에 보육시설을 이용하지 않는 아이들을 보육시설에 등록시킬 경우, 기혼여성의 취업 가능성은 약 8.1%포인트 정도 감소, 2017년에는 17.2%포인트 증가하였다가 2018년에 16.1%포인트 증가한다.

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 기혼여성의 고용효과가 증가한 영향이라고 해석된다. 그 결과 TT-TUT의 값은 이전 연도에 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 1]의 MTE 곡선과 일맥상통한다. 이 총 처치효과 모수들은 관찰되지 않는 것뿐 아니라 관찰되는 이질성까지 고려한 결과이다. 2016년 7월 맞춤형 보육이 실

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

〈표 7〉 총 처치효과

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

주: 1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 를 나타냄.

2) 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.

시되어 취업모를 중심으로 어린이집 입소 우선순위가 변경된 점과 취업모와 비취업모의 보육기관 이용률 변화¹⁰⁾를 감안하면 2017년 TT-TUT의 양(+)의 값이 작아지고 2018년 음(-)의 값을 가지게 된 것은 노동시장 결착도(labor market attachment)가 낮은 여성이 비처치집단으로 들어가게 된 결과라고 볼 수 있을 것이다.

5. 강건성 검정

결과의 강건성을 다음 두 가지 측면에서 테스트했다. 첫째, 앞에 제시한 모형에서는 MTE는 관측되지 않는 처치에 대한 저항 u_D 를 따라 선형적으로 변한다고 가정했으나, 4차항까지 포함하여 MTE 곡선의 비선형성 모형을 추정해보았다. $k(u)$ 에 대한 3차항, 4차항을 가정한 총 처치효과를 산출한 결과, 가정에 따라 절댓값에 다소 차이가 있으나 통계적으로는 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다.

둘째, 자녀가 여러 명일 경우 보육시설 등록 상태가 다를 수 있다. 앞서 분석에서는 모든 자녀가 보육시설에 등록된 경우 보육시설 등록으로 간주하고 분석을 진행했다. 이 밖에 보육시설 등록 변수를 최소 1명 이상의 자녀가 보육시설에 등록 시 1, 그 외에는 0이라고 정의, 막내 아이가 보육시설에 등록 시 1, 그 외에는 0이라고 정의하는 식으로 변수를 구성하여 결과의 강건성을 분석했다. 분석 결과, 앞서 연구 결과와 마찬가지로 통계적으로 유의미한 차이가 존재하지 않았다.

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

V. 결 론

본 연구는 보육시설 공급률의 지역적 차이를 이용하여 보육시설이 5세 이하 자녀를 둔 기혼여성 취업에 미치는 한계처치효과(MTE)를 추정하였다. 지역재라는 어린이집 서비스 특성상 지역 단위에서 수요가 공급을 초과할 수 있는 상황에서 보육 입소 우선순위는 보육시설 이용과 취업에 영향을 미칠 수 있다. MTE 분석 방법은 보육시설을 이용하는 기혼여성의 관찰되지 않는 성향에 따른 이질적인 처치효과를 실증적으로 규명할 수 있는 장점을 지닌다.

분석 결과, 보육시설 이용이 기혼여성 취업에 미치는 처치집단과 비처치집단의 처치효과 차이가 통계적으로 유의한 수준에서 존재하지 않았다. 정부는 보편적 보육지원정책이 오히려 취업모를 배제하여 보육수요를 충족시키지 못한다고 판단하여 2015년부터 취업모 중심 보육정책을 시행하였다. 그러나 이러한 취업모 중심 보육정책은 취업 가능성이 높은 비취업상태 어머니의 시설 이용을 배제하는 결과를 초래할 것이라는 비판도 받았다. 장하진 외(2015)가 지적한 바와 같이, 취업모 중심의 보육정책이 취업여성의 경력단절을 예방하는 효과를 가져오지만, 기혼여성의 경제활동참가를 높이기 위해서는 비경제활동 여성의 취업잠재력 또한 지지해주어야 한다는 것이다. 분석 결과는 아직까지 우리나라 보육정책이 취업 자격 요건을 강화하여 취업 가능성이 높은 비취업모가 시설 이용을 선택하지 않거나 못하도록 유도하여 기혼여성의 취업에 부정적인 영향을 가져왔다고 보기엔 무리가 있음을 시사한다. 한편 맞춤형 보육정책이 추진되는 과정에서, 통계적으로 유의하진 않지만, 보육시설을 이용하는 기혼여성들의 처치효과는 2017년에 증가했다가 2018년에 감소하고 있는 경향을 보임을 시사하고 있다. 맞춤형 보육이라는 맞벌이 가구 중심의 보육정책이 보육시설 이용의 취업 성과를 높였다는 실증적 증거도 없음을 시사한다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가진다.

먼저, 보육시설 이용 단위가 아이가 아니라 기혼여성이다. 보육시설 이용은 자녀 연령에 영향을 받을 수 있는데, 자녀 연령별로 처치효과의 이질성이 다를 수 있음을 확인하지 못했다. 또한, 앞서 언급한 바와 같이 정책 외생성 문제로 인해 국공립 어린이집 공급률에 의한 기혼여성 취업의 효과를 분석하지 못했다. 전체적인 보육서비스의 공급량은

수요를 어느 정도 충족시키고 있으나, 국공립 어린이집은 2018년 들어서도 약 9%로 아직 10% 미만 수준이며 입소 대기시간이 긴 것으로 알려져 있다. 국공립 어린이집 중심의 취업모 중심 보육정책이 실질적인 처치효과를 가져오고 있는지도 실증적으로 흥미로운 연구 주제이다.

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 수급 여부나 금액으로 기혼여성 취업을 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 미이용 시 양육수당을 받을 수 있어 이용률이 낮은 것으로 보았다. 그러나 방법론적으로 이를 분리하여 파악하지 못했다는 점에서 한계가 있다.

참고문헌

- 국토해양부. 『2009년도 부동산 가격공시에 관한 연차보고서(안)』. pp. 1-388, 2009.
- 김유진. 「맞춤형 보육정책에 대한 원장, 영아반 교사와 학부모의 인식 및 만족도 비교연구」. 경기대학교 교육대학원 육아교육전공 석사학위청구논문, 2019.
- 김은지·김소영·선보영·성 경·양난주·김수정·김혜영. 『지속가능한 돌봄정책 재정립 방안 연구(1)』. 서울: 한국여성정책연구원, 2017.
- 김현숙. 「정부의 영유아 보육지원과 기혼여성 노동공급에 관한 패널분석」. 『여성경제연구』 15권 1호 (2018.4): 1-24.
- 민인식·최필선. 『STATA 기초통계와 회귀분석』. (주)지필미디어, 2018.
- 보건복지부. 『2018년도 보육사업안내』. pp. 1-455, 2018.
- 보건복지가족부 보육정책과. 『2009년 보육통계』. pp. 1-184, 2010.
- 보건복지부 보육정책과. 『2015년 보육통계』. pp. 1-263, 2015.
- 보건복지부 보육정책과. 『2016년 보육통계』. pp. 1-285, 2016.
- 보건복지부 보육정책과. 『2017년 보육통계』. pp. 1-286, 2017.

- 보건복지부 보육정책과. 『2018년 보육통계』. pp. 1-288, 2018.
- 보건복지부. 『2015년 전국보육실태조사 -가구조사 보고- 』. 육아정책연구소, pp. 1-501, 2015.
- 보건복지부. 『2018년 전국보육실태조사 -가구조사 보고- 』. 육아정책연구소, pp.1-726, 2018.
- 유자영. 「기혼여성의 경제활동참여 형태에 영향을 미치는 요인에 대한 연구」. 『정책분석평가학회보』 25권 2호 (2015.1): 23-48.
- 이운진·양미선·김문정. 『2018-2022 육아정책 분석과 과제(1)』. pp. 1-269. 육아정책연구소 연구보고, 2018.
- 이 슐. 「MTE 추정에 있어서의 도구변수의 역할에 관한 연구」. 서울대학교 경제학과 석사학위청구논문, 2011.
- 이승재. 「보육료·유아학비 지원 확대가 모의 노동공급에 미치는 영향」. 『한국복지패널 학술대회 논문집』 9호 (2016.2): 353.
- 이채정. 『영유아양육지원정책 분석 : 보육료·유아학비 및 가정양육수당 지원을 중심으로』. 서울: 국회예산정책처, pp.1-77, 2017.
- 장하진·이 옥·백선희. 『한국의 보육정책』. 공동체, 2015.
- 최효미. 「기혼여성의 노동시장 참여에 관한 연구」. 이화여대 경제학과 박사학위청구논문, 2014.
- 지방재정365. (<http://lofin.mois.go.kr>). 「통합재정수지비율」(2019.9.26. 접속).
- 통계청. KOSIS (<http://kostat.go.kr>). 「주민등록인구현황」(2019.9.26. 접속).
- 통계청. KOSIS (<http://kostat.go.kr>). 「인구동향조사」(2019.9.26. 접속).
- 통계청. KOSIS (<http://kostat.go.kr>). 「인구총조사」(2019.9.26. 접속).
- 한종석·이영재·홍재화. 「보육료 지원정책이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향 - 생애주기 모형을 이용한 정량분석」. 『경제학연구』 65권 3호 (2017.9): 5-46.
- Andresen, Martin E. “Exploring marginal treatment effects: Flexible estimation using Stata.” *Stata Journal* 18(1) (March 2018): 118-158.
- Björklund, A., and Moffitt, R. “The estimation of wage gains and welfare gains in self-selection models.” *The Review of Economics and Statistics* 69(1) (February 1987): 42-49.
- Brinch, C. N., Mogstad, M., and Wiswall, M. “Beyond LATE with a discrete

- instrument.” *Journal of Political Economy* 125(4) (June 2017): 985-1039.
- Cornelissen, T., Dustmann, C., Raute, A., and Schonberg, U. “From LATE to MTE: Alternative methods for the evaluation of policy interventions.” *Labour Economics* 41 (August 2016): 47-60.
- . “Who benefits from universal child care? Estimating marginal returns to early child care attendance.” *Journal of Political Economy* 126(6) (December 2018): 2356-2409.
- Frank, H. “Why Women Earn Less: The Theory and Estimation of Differential Overqualification.” *The American Economic Review* 68(3) (June 1978): 360-373.
- Hanson, S. and Pratt, G. “Job Search and the Occupational Segregation of Women.” *Annals of the Association of American Geographers* 81(2) (June 1991): 229-253.
- Heckman, J. J., and Vytlacil, E. J. “Local instrumental variables and latent variable models for identifying and bounding treatment effects.” *Proceedings of the National Academy of Sciences* 96 (April 1999): 4730-4734.
- . “Local instrumental variables.” In *Nonlinear Statistical Modeling: Proceedings of the Thirteenth International Symposium in Economic Theory and Econometrics: Essays in Honor of Takeshi Amemiya*, New York: Cambridge University Press, (February 2001): 1-46.
- . “Structural equations, treatment effects, and econometric policy evaluation.” *Econometrica* 73(3) (April 2005): 669-738.
- Yamaguchi, S., Asai, Y., and Kambayashi, R. “Effects of subsidized childcare on mothers' labor supply under a rationing mechanism.” *Labour Economics* 55 (December 2018): 1-17.
- YoungWook Lee. “Effects of a universal childcare subsidy on mothers' time allocation.” *KDI Journal of Economic Policy* 38(1) (February 2016): 1-22.

부 록

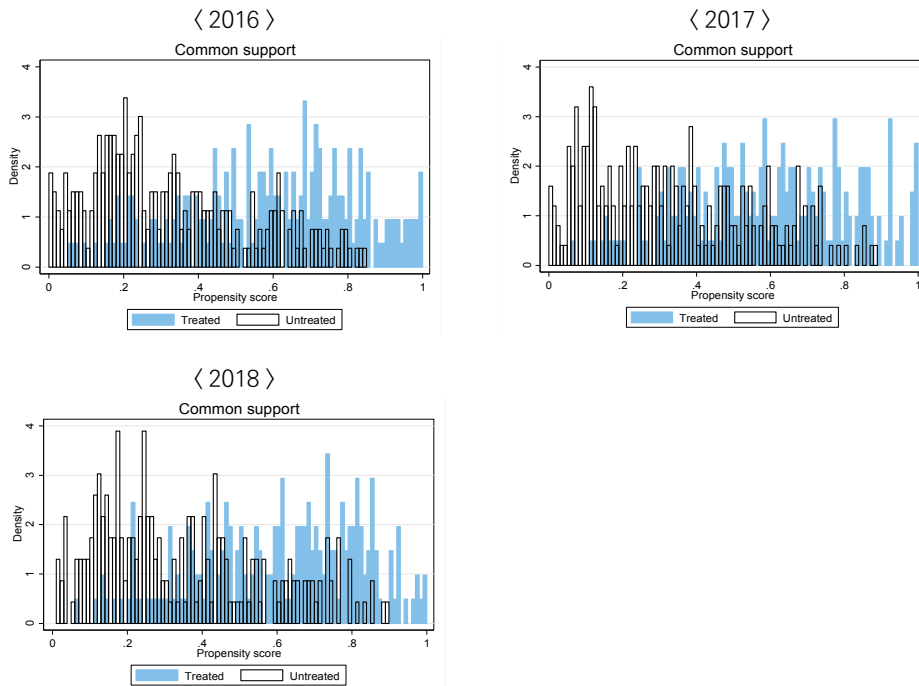
변수 X 를 조건부로 한 $E(Y|P(X_\gamma + \delta Z) = p)$ 는 다음과 같이 분해할 수 있다.

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

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

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

[부도 1] 추정 성향점수의 밀도함수



**The Impacts of Uses of Childcare Facilities on
Mothers' Labor Supply
under a Rationing Mechanism**

Eunjae Lim*·Jayoung Yoon**

The recent reform of child care policy is to give priority to double-income households in the use of childcare facilities. This study analyzed the effect of the use of childcare facilities on the employment of married women under the on-going reform. Using the data from the 19th and 21st wave of the Korean Labor and Income Study, the marginal treatment effect (MTE) analysis method was used to eliminate the selection bias in which the sub-population targeted for policy is determined according to the priority when childcare demand exceeds supply. The study finds that the employment effect of married women who use childcare facilities does not differ statistically from the employment effect of married women who do not use childcare facilities.

Keywords: universal child care, working mother, mothers' labor supply, marginal treatment effects(MTE)

* Graduate student, Department of Economics, Chungnam National University,
e-mail: ej0514@hanmail.net, 1st author

** Assistant Professor, Department of Economics, Chungnam National University.
e-mail: jayoungy@cnu.ac.kr, Corresponding author