

보육료지원의 여성 노동공급 및 출산 효과 분석*

보육료지원의 여성 노동공급 및 출산 효과 분석

김정호
아주대학교

홍석철
서강대학교

2012년 12월

초록

본 연구는 「2009년 전국보육실태조사」를 이용하여, 만 0-5세 영유아에 대한 보육료지원 정책이 아동모의 경제활동참여와 추가자녀 출산의사에 미치는 영향을 실증분석한다. 보육료 지원은 영아모와 유아모의 경제활동참여율을 각각 25.5%p와 11.1%p 높이는 것으로 추정되었다. 그러나 이러한 효과는 가구소득계층별로 다르게 관측되었으며, 사회경제적 수준이 높은 고소득층에서 더욱 크게 나타났다. 저소득계층 아동모에서 효과가 크지 않은 것은 이들이 적당한 일자리를 구하지 못하기 때문으로 파악되었다. 반면 보육료지원은 추가자녀 출산의사에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 특히 보육료 전액을 정부가 지원한다고 해도 추가자녀 출산의사가 낮으며, 소득계층간의 차이도 발견되지 않았다. 이러한 결과는 보육지원정책과 노동시장 정책이 상호보완적이며, 영아기와 유아기 보육지원의 기능이 다를 수 있음을 시사한다.

JEL 분류번호: J13, J22.

핵심 용어: 보육료 지원, 보육시설, 여성 노동공급.

I. 서론

우리나라의 가족친화정책은 저출산 고령사회 기본계획에 의해 추진되고 있다. 저출산 고령사회 기본계획은 저출산 분야, 고령사회 분야 그리고 성장동력 분야로 구성되어 있는데, 이 중에서 저출산 분야의 내용이 출산과 양육에 유리한 환경 조성으로 일반적인 가족친화정책을 포괄하고 있다. 저출산 분야의 중앙정부 예산은 제1차 계획이 시행된 2006년의 2.1조원에서 2012년의 9.7조원으로 비약적으로 증가하여, 급증하는 사회적 요구를 반영하였다(대한민국정부 2011a). 이 중에서도 보육 및 유아교육비 지원 사업이 가장 큰 비중을 차지하고 있는데, 2012년의 경우 저출산 분야 예산 중 약 67%인 6.5조원이 보육 및 유아교육비 지원사업에 해당한다. 이와 같은 예산상의 중요성에도 불구하고, 보육 및 유아교육비 지원사업의 직접적인 효과를 분석한 연구가 드물다는 사실은 국내 정책 연구의 큰 공백을 드러낸다(대한민국정부 2011b).

본 연구에서는 보육 및 유아교육비 지원사업이 아동모의 노동공급과 출산에 미친 영향을 추정함을 목적으로 한다. 보육료지원사업의 명시적인 목적은 보육시설 이용 영유아에 대한 보육료 지원을 통해 부모의 자녀양육 부담감 및 원활한 경제활동 지원이다. 따라서 모의 경제활동과 출산은 가장 직접적인 성과지표라고 볼 수 있다.

이론적으로 보육 및 유아학비 지원으로 인해 모의 노동공급이 어떻게 변화할지는 명확하지 않은 반면, 출산은 증가할 것으로 기대할 수 있다. 그러나 이러한 이론적 효과는 보육시설에 대한 접근도, 시설에서의 보육서비스의 질적인 수준, 조부모 등 부모 이외의 양육 담당자의 존재 여부, 근로 조건의 유연함 정도 등등 사회 전반적인 제도적 차이에 따라 달라질 수 있으므로, 국내 경제에 대한 실증 연구가 필요하다.

아동모의 경제활동과 관련한 선행 연구로서 조운영(2007)은 2006년에 도입된 영아 기본보조금이 아동 모의 노동공급에는 별다른 영향을 미치지 않은 것으로 추정하였으나, 2004년과 2007년 사이의 변화를 사업효과로 해석하여 그 추정치가 두 시점 사이의 다른 변화를 반영할 소지가 있다. 한편 최성은(2011)은 2007년도 노동패널자료를 이용하여 보육료 지원금액이 높을수록 기혼 여성의 노동공급이 감소하는 것으로 추정하였다. 그러나 최성은(2011)은 개별 가구의 소득에 따라 차등적으로 적용되는 지원 보육료를 수집된 소득 자료를 바탕으로 추정하여, 정확하지 않을 수 있고, 영아와 유아에 대한 지원효과를 동일하다고 가정하였다는 점에서 한계가 있다. 특히 영아와 유아는 아동발달 과정 상 필요로 하는 돌봄과 교육의 내용이 다르므로, 부모의 직접 양육과 시설 이용의 대체성이 다를 것으로 기대할 수 있다. 본 연구에서는 영아와 유아 지원 효과를 구분하여 추정하였고, 지원 대상을 실제 지원 여부를 바탕으로 구분하였다는 점에서 선행연구와 차별성이 존재한다.

본 분석에서는 「2009년 전국보육실태조사」를 활용하여 보육료지원 사업의 효과를 추정하였다. 주요 결과로는 보육료지원이 영아모의 경제활동참여율을 25.5%p 높이고, 유아모의 경우 11.1%p 높이는 것으로 추정되었다. 그러나 이러한 효과는 가구소득에 따라 다르게 관측되었으며, 사회경제적 수준이 높은 고소득층에서 더욱 크게 나타났다. 또한 영아모의 경우 저소득계층에서 노동공급 효과가 크지 않은 것은 이들이 적당한 일자리를 구하지 못하기 때문으로 파악되었다. 반면 보육료지원은 추가자녀 출산의사에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 특히 보육료 전액을 정부가 지원한다고 해도 추가자녀 출산의사가 낮으며,

소득계층간의 차이도 발견되지 않았다. 이러한 결과는 보육지원정책과 노동시장 정책이 상호 보완적이며, 영아기와 유아기 보육지원의 기능이 다를 수 있음을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이론적 논의와 선행연구를 소개하고, 제3장에서는 자료 및 정책 현황을 설명한다. 제4장에서는 통계 모형 및 실증분석 결과를 제시하며 제5장은 결론을 도출한다.

II. 이론적 논의

기혼 여성에 대한 표준적인 여가-근로시간 결정 모형에서 영유아의 보육 및 유아교육비 지원은 여성의 실질 임금을 높임으로써 예산선의 기울기를 더욱 가파르게 만드는 효과를 가져온다. 이로 인한 노동공급의 효과는 보육비 지원 전의 취업자와 미취업자로 구분하여 논의할 수 있다. 우선 미취업자의 경우 실질 임금이 상승하면, 선호에 따라 경제활동에 참여하거나 그대로 미취업 상태에 머물 수 있으므로 평균적으로는 노동공급이 증가할 것으로 기대할 수 있다. 한편 기존 취업자의 경우 실질임금의 상승은 소득효과와 대체효과를 모두 초래하여, 두 효과의 상대 크기에 따라 노동공급이 증가할 수도 감소할 수도 있다. 만약 임금이 상대적으로 낮은 수준에서 대체효과가 소득효과보다 더 크다면, 동일한 보육료 지원으로 인해 임금이 낮은 취업 여성의 노동공급은 증가할 것으로 기대할 수 있다. 종합하면, 보육료 지원으로 인해 아동모의 노동공급이 어떻게 변화할지는 명확하지 않으나, 후방굴절형 노동공급곡선을 고려하면, 저임금 계층에서 노동공급의 증가 가능성이 고임금 계층보다 더 높을 것으로 기대할 수 있다. 이러한 기대효과는 자녀생산에 부모의 시간 투입되는 경우에도 동일하게 적용된다. Connelly(1992)는 자녀수는 고정되어 있으나 부모가 자녀의 질적 수준을 선택하는 모형에서 가구 내 자녀생산함수에 부모의 양육시간과 시장 보육시간이 생산요소로 있는 경우, 정부의 보육료 지원은 소득효과가 상대적으로 작은 경우 여성의 노동공급을 증가시킨다고 추론한다.

출산에 미치는 효과의 경우 보육비 지원은 시설 이용 시의 비용을 감소시킴으로써 자녀의 양육비용을 감소시키므로 출산율을 높일 것으로 기대할 수 있다. 이러한 효과는 보육비 지원의 규모와 시설 보육서비스의 질적인 수준에 달려 있다고 볼 수 있다. 윤자영(2010)은 ‘2004년 생활시간조사’와 ‘2004년 노동패널자료’를 이용하여 만0세부터 만18세까지 자녀 양육의 경제적 가치를 훔벌이 가구의 경우 약 4억1천3백만 원으로 추정하였고, 이 중 약 1억8천4백만 원이 시간비용에 해당한다.¹⁾ 보육비 지원 규모가 영유아기의 모의 돌봄노동의 50%를 대체하는 경우 그 가치는 약 2천6백만 원으로 추정되었고, 이는 전체 자녀 양육의 경제적 가치의 약 6.3%에 해당하는 규모이다.²⁾ 일반적으로 자녀의 대학진학 이후에도 부모가 자녀의 학비를 일부 지원하는 경향이 있음을 감안하면, 위에서 추정한 전체 자녀 양육비용 중 정부 지원 보육비의 비중은 상한에 가까운 것으로 해석할 수 있으므로 보육비 지원의 출산효과가 뚜렷할 것으로 기대하기는 어려운 것으로 판단된다.

보육비 지원으로 인한 모의 노동공급 효과와 출산 효과는 대상 아동의 연령에 따라 달라

1) 윤자영(2010)에서는 가구구성에 따라 맞벌이, 훔벌이 그리고 부모의 가사노동과 돌봄노동의 생산성에 따라 고생산성, 중생산성, 저생산성의 시나리오에 따라 자녀양육 비용을 추정하였다.

2) 윤자영(2010)에 의하면 만0세-만6세 기간 동안 훔벌이 가구 모의 월평균 돌봄노동시간은 109.64시간이고, 중생산성의 가정 하에 모의 돌봄노동의 가치는 시간당 6,577원을 적용하였다.

질 수 있다. 아동발달에 관한 많은 연구들은 아동 발달 시기에 따라 양육과 보육의 역할이 크게 달라짐을 보여 왔다(참고문헌 제시 필요). 우선 만 0-2세의 영아기는 신체적인 성장 및 운동능력의 발달이 급속하게 이루어지는 시기이며, 의사소통을 위한 언어능력도 빠르게 발달하는 시기이다. 더불어 향후 사회성 발달을 위해 부모와의 애착관계를 형성하는 것이 필요하며, 인지발달을 촉진시키기 위해 여러 감각 자극들이 필요한 시기이다. 반면 만 3-5세의 유아기는 무엇보다 인지능력이 발달하고, 상상과 환상이 풍부해지는 시기이다. 또한 주변 환경에 대한 탐색이 활발해지고, 많은 어휘를 습득하여 다른 사람과의 의사소통도 활발해지는 기간이다. 따라서 영아기에는 보육보다는 부모와의 애착관계 형성과 부모의 역할이 상대적으로 중요한 시기이며, 유아기부터는 또래집단과의 소통 그리고 교육적 측면이 점차 중요하게 된다. 이는 시설을 통한 보육서비스와 부모의 직접양육 사이의 대체성이 유아의 경우보다 영아의 경우 더 높음을 의미하므로, 이는 보육비 지원으로 인한 자녀 양육의 시간비용 감소 효과가 영아의 모에 대해 더 크게 작용할 것으로 기대할 수 있다.

국내 보육비 지원사업과 모의 경제활동참여와의 관계에 대한 선행연구 결과는 혼재되어 있다. 조운영(2007)은 ‘2004년 보육실태조사 가구조사’와 인터넷 설문 방식을 이용하여 수집한 ‘2007년 가구조사’를 활용하여 민간시설을 이용하는 영아를 대상으로 2006년에 도입된 기본보조금의 효과를 추정하였다.³⁾ 기본보조금의 대상이 아닌 유아 가구를 통제집단으로 설정하여 이중차감법을 통해 추정된 결과 영아 가구의 민간시설 이용률이 증가한 것으로 나타났다. 이중차감법에 민간시설 이용여부를 추가한 삼중차감법을 이용하여 민간시설을 이용하는 영아모의 노동공급에는 뚜렷한 영향이 없는 것으로 추정하였다. 그러나 2004년과 2007년 사이에 기본보조금의 도입뿐만 아니라 영아와 유아에 대한 차등보육료 증가폭이 다르고, 지원 대상 확대 범위도 다르다는 점에서 추정결과를 기본보조금의 순수한 효과로서 해석하기 어려운 점이 존재한다.⁴⁾

‘노동패널 10차년도(2007년)’ 자료를 이용하여 횡단면 분석을 수행한 최성은(2011)에서는 자신의 가구에 적용되는 보육료 지원금액이 높을수록 기혼 여성의 노동공급이 감소하는 것으로 추정되었다.⁵⁾ 최성은(2011)은 개별 가구에 대한 보육료 지원금액을 산정하기 위해 가구원수 및 가구소득을 바탕으로 보건복지부의 지원기준을 적용하였다. 그러나 노동패널자료에서 수집된 가구소득과 정부의 지원기준에 의해 수집된 소득과 차이가 발생할 소지가 있다. 본 연구에서는 대안으로 실제의 보육료 지원 여부를 기준으로 정책효과를 추정한다. 또한 최성은(2011)에서는 영아와 유아에 대한 보육료 지원 효과를 동일하다고 가정하였으나, 본 연구에서는 두 효과를 구분하여 추정한다.

정부의 보육비 지원으로 인한 출산효과를 분석한 연구는 많지 않은 것으로 파악되었다. 서문희(2010)은 「2009년 전국보육실태조사」를 이용하여 보육비 지원이 출산 의도에 미치는

효과를 두 단계로 추정하였다. 즉, 한 자녀를 둔 경우 보육·교육비 지원 수혜자는 정책 만족도가 비수혜자에 비해 높고, 비용 지원정책 만족도가 높을수록 두 번째 자녀 추가 출산 의사가 높은 것으로 추정하였다. 본 연구에서는 보육비 수혜 여부가 직접적으로 추가자녀 출산의도에 미치는 영향을 미치는지 조사하였다.

보육지원 정책의 효과를 간접적으로 추정하는 방안으로 구조 모형을 활용한 시뮬레이션을 고려할 수 있다. 우석진(2008)과 김현숙(2008)은 여성의 결혼, 출산 및 노동공급에 관한 의사결정 과정을 모형화하고, 추정된 모수를 이용하여 정부의 보육료 지원 효과를 추정된 결과 노동공급과 출산에 긍정적인 영향을 미친다고 보고하였다. 구조모형의 추정 방식은 동태적 의사결정 과정을 모형화함으로써 정책 효과의 메커니즘을 이해할 수 있다는 장점이 있으나, 실제 보육지원 규모가 가계의 예산선을 어떻게 이동시키는지에 대한 많은 가정을 필요로 한다는 점에서 실제의 정책 효과 규모를 이해하는 데에는 한계가 존재한다.⁶⁾ 따라서 본 연구에서 추정된 직접적 정책 효과 규모는 위의 구조모형 추정 결과의 현실성을 이해하는 데에 도움이 된다고 할 수 있다.

III. 정책 현황

실증분석에 앞서 본고에서 사용되는 주요 용어에 대하여 간략히 논의를 하고자 한다. 우선 부모가 만 0-5세 아이를 키우는 것은 ‘육아’라고 칭한다. ‘육아’는 크게 ‘보육’과 ‘양육’으로 나누며, ‘보육’은 부모가 영유아 자녀를 보육기관 또는 양육지원기관에 보내어 자녀를 키우는 것을 의미하고, ‘양육’은 부모 등이 직접 자녀를 키우는 것을 의미한다. 또한 통상 ‘영아’는 만 0-2세 아동을, ‘유아’는 만 3-5세 아동을 지칭한다. 그리고 논란의 여지가 있지만, 논의의 편의상 본 연구에서 말하는 ‘보육기관’은 보건복지부 소관인 어린이집과 교육과학기술부 소관인 유치원을 통칭하는 용어임을 미리 밝혀둔다.

영유아보육료지원과 유아학비지원 사업은 만 0-5세까지 취학 전 아동에 대해 ‘보육비(어린이집 및 유치원 비용)를 지원’하는 정책을 말한다. 영유아보육료지원 사업은 현재 보건복지부 소관이며, 만 0-2세의 경우 어린이집을 이용할 때 ‘바우처’ 형식으로 보육료를 지원하고 있다. 만 3-5세 역시 어린이집을 이용하는 경우에만 지원이 이루어지고 있으나, 이 연령대의 보육기관은 어린이집과 유치원으로 나뉜다. 아동을 유치원에 보내는 경우 어린이집에 보내는 경우와 동일한 보육료 혜택을 받게 되지만, 이때 지원은 교육과학기술부의 유아교육과 소관이므로 보육료 지원은 해당 시도교육청의 교부금에서 충당하게 된다. 보건복지부는 만 3-5세 지원을 ‘영유아보육료지원’으로 부르고, 교육과학기술부는 ‘유아학비지원’으로 부르고 있다. 비록 소관부처가 다르지만 두 형태의 지원이 동일한 기준에서 시행되고 있으므로 본 연구에서는 두 지원사업을 ‘보육지원’ 사업이라 칭하고 함께 다루고자 한다.

지난 10여 년간 보육지원사업의 시행 기준은 매년 바뀌어왔지만, 기본적인 원칙은 각 가구의 소득 수준과 특성에 고려하여 정부에서 정한 보육료지원 단가의 전체 또는 일부분을 차등적으로 지원하는 방식이었다.⁷⁾ 보육료지원 단가는 정부가 연령별로 아동을 보육하는데 소요되는 비용인 ‘표준보육비’를 산정하고 이를 기준으로 정한 지원 단가를 의미한다. <표

3) 정부지원 보육료 중 국공립시설과 민간시설에 대한 정부지원의 격차를 해소하기 위한 기본 보조금 항목은 2006년에 도입되었으나, 실질적으로는 2005년에 도입되었다. 2005년의 민간시설 이용 아동에 대한 지원금(만0세/1세/2세)은 150,000원/90,000원/60,000원이었고, 2006년에는 249,000원/104,000원/69,000원, 2007년에는 292,000원/134,000원/86,000원으로 증가하였다.

4) 추가하여 조운영(2007)의 실증분석에는 표본의 대표성 및 일관성이 확보되지 않을 가능성이 존재한다. ‘2004년 보육실태조사’와는 달리 자체적으로 수집한 ‘2007년 가구조사’는 인터넷 설문조사로서 설문업체가 보유한 약 30만 명의 모집단에서 표본을 추출하였다. 영유아 가구의 지역 및 소득 분포를 고려하여 표본을 추출하였으나, 인터넷 사용자 부와 보육시설 이용 및 노동공급 사이의 보이지 않는 상관관계로 인한 편의의 가능성이 존재한다.

5) 최성은(2011)은 통제모형으로 3단계 Heckman 선택편의 교정 모형을 활용하였고, 모의 경제활동여부에는 영향을 미치나, 임금에는 영향을 미치지 않는 변수로는 연령별 자녀수, 주관적 건강상태, 가구소득, 본인 취업 시와 미취업 시 보육료 지원금의 차이 등을 채택하였다.

6) 예를 들어, 우석진(2008)은 보육비 전액 지원 효과 추정 시 보육비가 전일제 부문에 종사하는 여성의 경우 소득의 10%, 시간제 부문에서 일하는 여성의 경우 소득의 5% 정도가 소요된다고 가정하였다.

7) 지원 기준이 되는 가구특성으로는 장애아, 다자녀, 맞벌이, 다문화 가구 등이 있다.

1)에 제시된 2009년 보육료지원 단가는 정부 지원시설의 경우 만0세아의 월 383천원에서 만5세아의 월 172천원으로 연령이 높을수록 낮게 책정되어 있다. 영아의 경우 인건비 등을 지원 받는 정부 지원시설과의 격차를 줄이기 위해 정부 미지원시설의 단가는 더 높게 책정되어 있다.⁸⁾

〈표 1〉 2009년 보육료지원 단가(월 기준)

(단위: 천원, 경상가격)

구분	0세	1세	2세	3세	4세	5세
정부 지원시설	383	337	278	191	172	172
정부 미지원시설	733	506	390	191	172	172

주: 정부지원시설은 정부가 인건비를 지원하는 시설로서 국공립·법인시설, 장애아영아방과후 전담 시설과, 공공기관 및 고용보험기금에서 운영비를 지원하는 직장보육시설이 포함됨. 정부미지원시설은 정부가 인건비를 지원하지 않는 시설로서 민간, 가정시설 등이 포함됨.

자료: 2009년 보육사업안내, 보건복지부 보도자료.

정부는 영유아 가구의 월평균 소득을 바탕으로 지원 대상 및 금액을 확대해 왔다. 만 0세-4세아의 경우 1999~2005년에는 국민기초생활보장 수급 가구 등의 법정저소득층에만 보육료 단가의 100%를 지원해왔으나, 2006년부터는 점차 기타 저소득층으로 확대되었고, 2009년 7월부터는 가구계층구분 기준이 도시근로자 가구평균소득에서 전체 영유아가구소득으로 바뀌어, 보육료 단가의 100%를 지원 받는 계층이 최저생계비 120% 이하 계층에서 영유아 가구 중 소득 하위 50%로 확대되었다. 2009년 상반기와 하반기의 소득별 지원 기준은 〈표 2〉와 같다.

만 5세 아동에 대한 보육료 지원 정책은 ‘만 5세아 무상보육’이라는 정책으로 2000년에 시작되었다. 2001년까지는 국민기초생활보장 수급 가구 등의 법정 저소득층과 만 0~4세 보육료 지원 대상에 해당하는 기타 저소득층은 만 5세아 보육료 지원 단가의 100%를 지원받았다. 2002~2004년은 기타 저소득층을 농어촌지역, 국고보조시설 이용, 민간보육시설 이용 등으로 나누어 차등 지원한 것이 특징이다. 2005년에는 만 5세아 보육료지원에 대한 지역 구분을 없애고 도시근로자 가구평균소득 80% 이하 가구에 대해 보육료지원 단가 100%를 지원하였고, 이후 지원 대상이 확대되어 2009년에는 영유아 가구 소득 하위 70%를 지원하였다.⁹⁾ 본 연구의 실증분석에서 사용한 「2009년 전국보육실태조사」는 2009년 3월부터 5월 사이에 자료를 수집하였으므로, 2009년 상반기 지원 기준에 적용을 받는다.

8) 정부지원시설과 정부미지원시설에 적용되는 보육료지원 단가의 차이는 2006년부터 시행된 영아기본보조금에 의한 것으로, 2009년 7월 이후에는 시설에 대한 정부지원 여부에 따른 보육료지원 단가를 차등적으로 책정함으로써 영아 기본보조금이 차등보육료에 통합되었다.

9) 2012년에는 소득과 무관하게 전체 만 5세 아동에 대한 보육료지원 단가 100%를 지원하고 있다.

〈표 2〉 2009년도 소득계층별 영유아 보육료지원 단가 대비 지원율

연도	지원 계층	보육료지원 단가 대비 지원비율 (%)		가구계층 구분기준	소득인정액 (만원, 4인가구기준)
		만0~4세	만5세		
2009 상반기	1	100	100	법정 최저생계비 120% 도시근로자 가구평균소득 50% 도시근로자 가구평균소득 70% 도시근로자 가구평균소득 100%	133
	2	100			159
	3	80			213
	4	60			298
	5	30			327
2009 하반기	1	100	100	영유아가구 소득하위 50% 영유아가구 소득하위 60% 영유아가구 소득하위 70%	258
	2	60			339
	3	30			436

자료: 2009년 보육사업안내, 보건복지부 보도자료.

IV. 실증분석

1. 자료 및 변수

실증분석을 위해 2009년에 보건복지부와 육아정책개발센터에서 조사한 「2009년 전국보육실태조사」 결과를 활용한다. 보육실태조사는 영유아 아동을 키우는 가구에 대한 조사와 보육시설에 대한 조사로 구분되며, 본 연구에서는 ‘가구조사’ 결과를 활용하였다. 전국보육실태조사의 가구조사는 가구 및 가구원의 사회경제적 특성, 부모의 보육 및 교육에 대한 의견 등을 조사하였으며, 각 조사 아동의 보육 서비스 이용 현황에 대한 설문 항목을 포함하고 있다.¹⁰⁾ 2009년 가구조사는 총 4,901가구를 대상으로 하였으며, 조사에 포함된 총 아동 수는 7,455명이다. 본 연구에서는 이들 중 〈표 2〉에서 제시한 소득인정액을 적용했을 때 잠재적으로 보육료지원 대상이 될 수 있는 가구를 선별하고, 역시 보육료지원 대상 연령대에 해당하는 만 5세 이하 아동만을 포함하여, 총 2,434명(영아: 1,296명, 유아: 1,138명)의 아동을 분석대상으로 하였다.¹¹⁾

한편 앞서 논의한 바와 같이 아동발달과정과 부모의 역할은 영아단계와 유아단계에서 현저하게 다르며, 아동을 시설에 보내는 비율에서도 적잖은 차이가 나타난다. 보육시설 이용패턴의 차이는 부모들의 육아부담의 차이를 가늠할 수 있고, 경제활동참여와 출산의사에도 영향을 미치게 된다. 이러한 점을 고려하여 실증분석은 영아와 유아로 구분하여 수행하였다.

4.3절에서는 보육료지원의 첫 번째 성과지표로 조사아동모의 경제활동참여여부(더미변수: 경제활동참여=1)를 회귀분석의 종속변수로 이용한다. 또한 보육료지원 혜택 여부에 따라 아동모 경제활동 참여 이유가 다른지를 알아보기 위해, 미취업 사유를 세 가지로 나누어 추가적인 종속변수로 사용하였다. 아동모의 미취업 사유는 자녀를 안심하고 맡길 곳이 없어서, 양

10) 전국보육실태조사의 가구조사에 대한 자세한 사항은 서문희 외(2009)에 제시되어 있다.

11) 2009년 상반기 보육사업안내에서는 가구원수별로 구체적인 소득인정액 구간을 제시하고 있다. 그러나 보육실태조사에서 조사된 가구소득액은 자가보고(self-report)의 결과이다. 따라서 분석에 포함된 가구들이 실제로 보육료지원 대상 가구였는지에 대해서는 오차의 여지가 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 한편 보육료지원 대상 가구의 총아동수는 2,478명이지만, 실증분석에서 사용하는 변수의 값이 누락된 44명의 아동은 분석에서 제외하였다.

육 및 가사에 전념하고자, 또는 일하고 싶으나 적당한 일자리가 없어서 취업을 하지 않는 것 인지를 보여주는 더미변수이다.

4.4절에서는 두 번째 성과지표로서 추가자녀 출산의사여부(더미변수: 추가자녀 계획있음=1)를 이용한다. 또한 추가자녀 출산의사가 없는 가구에 대해서는 그 이유가 양육 및 교육비 때문인지를 보여주는 더미변수를 또 다른 종속변수로 사용한다. 더불어 국가가 보육료를 전액 지원한다면 자녀를 더 낳을 계획이 있는지를 보여주는 더미변수를 종속변수로 활용하여, 최근 보육료지원 확대가 출산의사에 미치는 영향을 간접적으로 살펴보고자 하였다.

4.5절에서는 보육료지원을 받는 아동의 가구와 그렇지 않은 가구 간에 보육지원정책 만족도, 정부지원 규모에 대한 기대정도, 보육시설의 비용 및 교육내용 만족도, 그리고 자녀 양육비 등에서 유의미한 차이를 보이는지를 분석한다. 종속변수로 사용된 각 만족도 항목은 5점 척도(1점: 매우 불만, 2점: 불만, 3점: 보통, 4점: 만족, 5점: 매우 만족)로 측정되었으며, 정부지원 규모에 대한 기대정도는 8점 척도(1: 30%이하, 2: 31-40%, 3: 41-50%, 4: 51-60%, 5: 61-70%, 6: 71-80%, 7: 81-90%, 8: 90% 이상)에서 측정되었다. 자녀 양육비는 해당 아동의 양육 및 교육에 들어가는 월평균 비용을 보여주는 변수이다.

한편 각 절의 핵심 설명변수는 보육료지원 혜택여부를 나타내는 더미변수(지원혜택을 받는 경우=1)이다. 이 변수는 분석 대상이 되는 만 5세 이하 각 아동에 대하여 국가로부터 월 보육료를 감면받고 있는지 여부를 묻는 설문항목의 결과로부터 추출하였다. 특히 관련 설문 항목에는 영아의 기본보조금과 학습바우처는 조사 대상이 아님을 명시하였음에 유의할 필요가 있다. 또한 설문에서는 보육료 지원을 받는 이유를 추가적으로 조사하였으며, 본 연구에서는 그 결과를 네 가지로 나누어 지원유형별 차이를 추가적으로 분석하였다. 이 때 지원유형은 (1)국민기초생활보장수급자, 모/부자가정자녀, 차상위 저소득층에 대한 지원, (2)기타저소득층에 대한 지원, (3)다자녀 가구, 장애아동, 농어민 자녀에 대한 지원, 그리고 (4)만 5세아 무상보육 대상자 지원 등으로 구분하였다.

끝으로 보육료지원 외에도 아동모의 경제활동참여와 추가자녀 출산의사여부에 영향을 미치는 요인들을 추가적으로 고려하였다. 우선 아동의 특성으로 해당 아동의 연령과 가구 내 만 0-5세 영유아수를 통제하였다. 다음으로 아동모의 인구학적 특성으로 연령을 고려하였고, 사회경제적 특성으로 아동모의 학력이 대학졸업 이상인지를 사용하였다. 아동부의 특성으로는 직업군을 네 가지(자영업/고용주, 상용근로자, 일용/임시직, 그리고 무직)로 나누어 그 영향을 통제하였다. 또한 조부모가 함께 살고 있는 경우 아동모의 육아부담이 낮아져 경제활동참여와 추가자녀 출산의사에 영향을 미칠 수 있다. 이를 통제하기 위해 조부모 동거여부 변수를 추가한다. 그리고 여성의 경제활동참여와 출산에 대한 소득효과를 통제하기 위해 가구의 월평균소득을 사용하였다. 이 때 가구원수에 따른 가구소득 차이를 보정하고자 전체 가구 소득액을 가구원수의 제곱근으로 나누었다.

2. 표본 통계량

<표 3>은 앞 절에서 설명한 변수들의 표본통계량을 보여준다. 각 셀의 값은 표본 평균값이다. 보육료지원 혜택 여부에 따라 표본통계량의 차이가 발생하는지를 보기 위해 보육료지원 혜택을 받은 아동과 그렇지 않은 아동으로 나누어 제시하였으며, 영아와 유아의 차이를 보기

위해 역시 두 집단으로 나누어 표본통계량을 산출하였다. 표에서 찾을 수 있는 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 영아(평균 38%)에 비해 유아(평균 95%)의 시설 이용률이 상당히 높다. 유아의 경우에는 보육료지원을 받지 않는 가구의 경우에도 시설 이용률이 86%에 달한다. 이는 유아를 키우는 부모들이 시설 보육 또는 교육에 대한 수요가 훨씬 높다는 점을 시사한다.

둘째, 영아를 둔 모의 경제활동참여율은 18%로, 유아모의 경제활동참여율 31%보다 낮다. 영아 육아에 있어 모의 역할이 중요하므로 이러한 차이는 예상된 결과이다. 흥미로운 사실은 영아의 경우 보육료지원을 받을 때 모의 경제활동참여율이 35%로 그렇지 않은 경우보다 세 배 가까이 높다. 이는 영아를 키우는 여성의 경우, 보육료지원을 받아 아이를 보육시설에 보내면서 경제활동을 할 수 있는 가능성이 높아졌다고 볼 수 있다.

셋째, 분석에 포함된 가구들은 현재 1명 이상의 영유아를 키우고 있다. 따라서 출산의사 설문은 ‘추가자녀’를 낳을 것인지와 동일하다. 영아모의 경우 36%가 추가자녀를 낳을 계획이라고 답하였으며, 유아모는 단지 13%만이 추가자녀 출산의사를 나타냈다. 보육료지원 혜택 여부에 따른 차이는 영아에서 크게 나타난다. 흥미롭게도 보육료지원을 받는 여성들(25%)이 그렇지 않은 경우(39%)보다 출산의사가 더 낮다는 점이다. 물론 출산의사는 다양한 사회경제적 특성의 영향을 받기 때문에 조심스럽지만, 보육료지원 정책이 출산율 향상에는 큰 도움이 되지 않는다고 짐작케 만드는 결과이다.

넷째, 보육지원 정책 만족도와 정부지원규모에 대한 기대정도는 보육료지원을 받고 있는 집단에서 더 높게 나타났다. 아이들을 보내는 시설에 대한 만족도에 대한 항목을 보면, 보육료지원을 받는 가구들은 비용 측면에서 큰 만족을 얻는 것으로 파악되었다. 반면 교육내용 만족도는 두 집단 간에 큰 차이가 없어 보인다. 즉 보육료지원 정책은 비용 측면에서 육아부담을 낮추는 것으로 판단된다. 하지만 월평균 자녀 양육비의 경우 영아는 보육료지원 혜택을 받는 가구에서, 유아는 그렇지 않은 가구에서 더 높게 나타나는 것을 볼 수 있다. 영아의 경우 보육료지원 여부에 따라 시설 이용률이 확연히 차이가 나는데, 보육료지원을 받아 시설을 이용하면서 이와 관련한 부수적인 비용이 발생하는 것으로 생각된다. 반면 유아의 경우 보육료지원을 받지 않는 가구들의 사회경제적 수준이 상대적으로 높기 때문에 보육시설 또는 유치원 이외의 사교육 활동이 많기 때문일 것으로 추측된다.

다섯째, 설명변수가 보여주는 사회경제적 수준(모의 학력, 부의 직업, 가구 월평균소득 등)은 보육료지원을 받지 않는 집단에서 더 높게 관측되었다. 이는 보육료지원과 경제활동참여 또는 출산의도 간에 내생성의 문제가 발생할 수 있음을 시사한다. 실증분석에서 모든 사회경제적 변수들을 통제하는 것을 불가하다. 만약 누락변수가 오차항에 포함되면, 보육료지원 혜택여부와 상관성을 가지게 되어 내생성 문제가 발생하는 것이다. 부록에서는 Bivariate Probit 모형을 사용하여 내생성 문제의 유의성을 검토한다. 이 때 <표 3>의 Panel G에서 제시한 시군구별 보육시설 및 유치원 공급율을 도구변수로 사용하였다.

〈표 3〉 표본통계량: 2009년 전국보육실태조사 가구조사

	영아: 만 0-2세		유아: 만 3-5세			
	평균	보육료지원		평균		보육료지원
		YES	NO		YES	NO
Panel A: 보육료지원						
보육료지원혜택여부	0.24	1.00	0.00	0.65	1.00	0.00
지원유형: 법정+차상위저소득층	0.07	0.28	0.00	0.14	0.22	0.00
지원유형: 기타저소득층	0.11	0.45	0.00	0.29	0.44	0.00
지원유형: 다자녀, 장애아, 농어민등	0.06	0.27	0.00	0.07	0.10	0.00
지원유형: 5세아무상보육	0.00	0.00	0.00	0.15	0.23	0.00
Panel B: 시설 이용률						
시설 이용률(%)	0.38	1.00	0.18	0.95	0.99	0.86
Panel C: 경제활동참여						
아동모 경제활동참여	0.18	0.35	0.13	0.31	0.33	0.27
미취업사유						
자녀를 안심하고 맡길 곳이 없어서	0.30	0.25	0.31	0.27	0.29	0.25
양육 및 가사에 전념하고자	0.59	0.52	0.60	0.52	0.47	0.60
일하고 싶으나 일자리가 없어서	0.08	0.19	0.05	0.14	0.15	0.11
Panel D: 추가자녀 출산의사						
추가자녀 출산의사 있음	0.36	0.25	0.39	0.13	0.13	0.13
출산의사 없는 이유: 양육/교육비	0.55	0.55	0.56	0.54	0.52	0.58
보육료 전액 지원시 추가자녀 계획	0.45	0.40	0.46	0.32	0.29	0.37
Panel E: 만족도 및 양육비						
보육지원 정책 만족도	2.45	2.82	2.32	2.53	2.80	2.01
정부지원규모에 대한 기대정도	5.81	6.65	5.54	5.98	6.36	5.27
시설만족도						
비용 만족도	3.48	3.66	2.84	3.22	3.34	2.95
교육내용 만족도	3.75	3.75	3.75	3.79	3.79	3.78
월평균 자녀 양육비 (십만원)	0.65	0.95	0.55	2.20	1.76	3.03
Panel F: 기타 설명변수						
아동연령	1.51	1.67	1.46	1.52	1.53	1.50
가구 내 영유아수	0.96	1.54	0.78	3.99	4.04	3.91
모의 연령	31.42	31.94	31.26	33.86	33.64	34.27
모의학력 (대학이상=1)	0.50	0.45	0.52	0.45	0.41	0.53
부직업: 자영업, 고용주	0.18	0.18	0.18	0.20	0.20	0.22
부직업: 상용근로자	0.62	0.49	0.66	0.55	0.50	0.65
부직업: 일용/임시직	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14
부직업: 무직	0.07	0.21	0.12	0.14	0.17	0.09
조부모동거여부	0.15	0.14	0.15	0.10	0.11	0.09
가구소득:						
소득<√가구원수 (백만원/월)	1.14	1.01	1.18	1.13	1.03	1.31
Panel G: 시군구 보육시설 및 유치원 공급율						
해당지역 시설 공급율(%)	52.36	55.28	51.44	53.19	55.20	49.42
표본수	1296	310	986	1138	743	395

주: 각 변수에 대한 자세한 설명은 본문 참조.

3. 아동모의 경제활동참여에 미치는 영향

아동모의 경제활동참여에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음과 같은 Probit 회귀모형을 기본적으로 사용한다.

$$\Pr(Y=1|B, X) = \Phi(\alpha + \beta B + \Gamma X) \quad (1)$$

변수 Y 는 아동모의 경제활동참여여부를 보여주는 이산종속변수(discrete dependent variable)이며, B 는 보육료지원혜택여부를 보여주는 주요 설명변수이다. X 는 〈표 3〉에서 제시한 기타 설명변수들을 포함하는 벡터이다.

〈표 4〉는 Probit 회귀모형의 분석결과를 보여준다. 모형(1)은 만 0-5세 전체 표본에 대한 분석결과이며, 모형(2)와 (3)은 각각 영아와 유아에 대한 분석결과이다. Panel A부터 Panel E로 가면서 Panel 제목에서 밝힌 추가적인 설명변수를 순차적으로 통제하였다. 따라서 Panel E는 모든 설명변수를 추가한 회귀모형이다. 다양한 설명변수가 사용되었지만, 표에서는 보육료지원혜택여부의 한계효과(즉 회귀식(1)에서 β 의 marginal effect)와 강건표준오차만을 제시하고 있다. 기타 설명변수에 대한 회귀계수는 〈부표 1〉의 모형 (1)에서 확인할 수 있다.

우선 만 0-5세 모두에 대한 결과를 보면 추가된 설명변수에 따라 보육료지원의 한계효과 크기가 다소 달라지지만, 전반적으로 보육료지원을 받는 가구의 여성 경제활동참여율이 유의미하게 높은 것으로 추정되었다. 앞서 설명한 것처럼 오차항에 가구특성의 누락변수가 있을 경우 내생성의 문제가 발생할 수 있다. 논문의 부록에서는 Bivariate Probit 모형을 사용하여 보육료지원혜택여부와 경제활동참여여부의 결정요인을 동시에 고려하였다. 이 때 식별문제를 해결하기 위해 보육료지원혜택여부의 결정요인으로 표본 가구가 거주하는 시군구의 보육시설 및 유치원 공급율을 사용하였다. 시군구의 시설 공급율이 높을수록 시설 이용 가능성이 높아지고, 따라서 보육료지원을 받을 가능성이 유의미하게 높은 것으로 추정되었다(〈부표 1〉의 모형(3)). 그러나 두 결정식이 독립적이라는 귀무가설을 기각하지 못하며, 이는 간접적으로 추정식 (1)에서 내생성의 문제가 심각하지 않음을 의미한다. 이 결과를 바탕으로 아래 실증분석에서는 Probit 회귀분석의 결과만을 논의하도록 한다.

〈표 4〉의 모형 (2)와 (3)에서 영아와 유아로 나누어 분석할 때에도 보육료지원은 아동모의 경제활동참여를 유의미하게 높이는 것으로 추정된다. Panel E의 추정결과를 토대로 평가할 때, 보육료지원을 받는 경우의 여성경제활동참가율은 그렇지 않은 경우보다 영아모에서는 25.5% 포인트, 유아모에서는 11.1% 포인트 높다고 할 수 있다. 또한 〈표 3〉의 표본통계량에 따르면 보육료지원을 받지 않는 가구의 경우 영아모의 경제활동참가율은 13%, 유아모의 참가율은 27%였다. 그러므로 보육료지원을 받는 영아모의 경제활동참가율은 그렇지 않은 영아모보다 두 배 가량 높고 ($25.5\% \div 13\% = 1.96$), 유아모의 경제활동참가율은 약 41% 높다고 할 수 있다 ($11.1\% \div 27\% = 0.411$).

다음으로 〈표 5〉의 모형 (1)에서는 보육료지원의 유형별로 아동모의 경제활동참여에 미치는 영향을 살펴보고 있다. 동일한 Probit 회귀식을 이용하며, 다만 유형별 보육료지원혜택여부를 보여주는 더미변수를 Panel A의 영아분석에서는 세 가지를, Panel B의 유아분석에서는 네 가지를 사용하였다. 우선 영아의 경우 모든 보육료지원 유형에서 아동모의 경제활동참가가 유의미하게 높은 것으로 추정되었고, 유아에서도 비슷한 결과가 나타났다.

〈표 4〉 보육료지원이 아동모의 경제활동참여에 미치는 영향

종속변수: 아동모가 경제활동을 하고 있으면 1, 아니면 0	만0-5세	만0-2세	만3-5세
	(1)	(2)	(3)
Panel A: 추가설명변수 없음			
보육료지원혜택여부	0.1662*** (0.0177)	0.2218*** (0.0292)	0.0577** (0.0283)
Pseudo R ²	0.0331	0.0566	0.0029
Panel B: 아동 연령, 가구 내 영유아수 변수 추가			
보육료지원혜택여부	0.1406*** (0.0205)	0.2367*** (0.0334)	0.0642** (0.0282)
Pseudo R ²	0.0566	0.0648	0.0338
Panel C: 모연령과 학력, 부의 직업 변수 추가			
보육료지원혜택여부	0.1220*** (0.0209)	0.2124*** (0.0339)	0.0417 (0.0295)
Pseudo R ²	0.0882	0.1039	0.0650
Panel D: 조부모 동거여부 추가			
보육료지원혜택여부	0.1246*** (0.0209)	0.2230*** (0.0342)	0.0403 (0.0296)
Pseudo R ²	0.0969	0.1178	0.0723
Panel E: 가구소득 변수 추가			
보육료지원혜택여부	0.1735*** (0.0213)	0.2550*** (0.0355)	0.1109*** (0.0297)
Pseudo R ²	0.1639	0.1796	0.1413
표본수	2,434	1,296	1,138

주: 표는 아동모의 경제활동참여여부를 종속변수로 설정하고, 보육료지원혜택여부를 주요 설명변수로 설정하여 Probit 회귀분석한 결과이다. Panel A는 보육료지원혜택여부만을 설명변수로 사용한 결과이며, Panel B부터 Panel F까지는 제시된 설명변수들을 추가할 때의 결과를 보여준다. 따라서 Panel E는 모든 설명변수를 통제했을 때의 결과이다. 표에서 제시된 계수값은 Probit 회귀모형의 한계효과(dp/dx)이며, 괄호안의 값은 회귀분석의 강건표준오차(robust standard error)이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

〈표 5〉의 모형 (2)-(4)는 여성이 경제활동을 하지 않는 가구들에 대한 분석이다. 각 모형에서 사용한 종속변수는 미취업사유에 관한 더미변수로서, 모형 (2)는 자녀를 안심하고 맡길 곳이 없어서, 모형 (3)은 양육 및 가사에 전념하고자, 그리고 모형 (4)는 일하고 싶으나 적당한 일자리가 없어서 경제활동을 하지 않음을 가리킨다. 영아에 대한 분석에서 가장 주목할 만한 결과는 보육료지원을 받는 가구의 여성들은 그렇지 않은 경우의 여성보다 적당한 일자리가 없어서 의미있게 경제활동에 참여하지 않는 것으로 추정되었다. 일반적으로 보육료지원을 받는 가구의 여성들은 사회경제적 수준이 낮다(〈표 3〉의 표본통계량 참조). 따라서 일자리를 찾는 것이 쉽지 않고, 경제활동참여 가능성이 낮다고 판단된다. 이는 여성 경제활동참여와 관련하여 보육료지원의 효과성을 증대시키려면 사회경제적 수준이 낮은 계층을 위한 노동시장 정책이 함께 수반될 필요가 있음을 시사한다. 한편 모형 (2) Panel B의 유아에 대한 분석에서는 기타 저소득층으로 분류되어 보육료지원을 받는 경우 자녀를 안심하고 맡길 곳이 없어서 경제활동에 참여하지 않는 확률이 높게 나타났다. 유아의 경우 시설 이용률이 매우 높다는 사실을 고려한다면, 보육료지원을 통해 유아들을 보육시설 또는 유치원에 보내는 것만으로는

여성 경제활동참여를 독려할 수 없음을 의미한다. 더불어 보육인프라의 질적 향상을 위한 정책적 대응이 필요함을 시사한다.

〈표 5〉 보육료지원이 아동모의 경제활동참여에 미치는 영향: 보육료지원 유형별 분석

주요설명변수: 지원유형별 혜택여부	종속변수: 미취업사유 (더미변수)			
	자녀를 안심하고 맡길 곳이 없어서	양육 및 가사에 전념하고자	일하고 싶으나 적당한 일자리가 없어서	일하고 싶으나 적당한 일자리가 없어서
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 만 0-2세				
지원유형: 법정+차상위저소득층	0.2597*** (0.0669)	-0.1530*** (0.0512)	-0.0251 (0.0745)	0.1330** (0.0582)
지원유형: 기타저소득층	0.2937*** (0.0485)	-0.0377 (0.0531)	-0.0442 (0.0611)	0.0895** (0.0442)
지원유형: 다자녀, 장애아, 농어민 등	0.2818*** (0.0651)	-0.0927 (0.0606)	-0.1137 (0.0762)	0.2135*** (0.0691)
표본수	1296	1051	1051	1051
Pseudo R ²	0.1799	0.0413	0.0344	0.1018
Panel B: 만 3-5세				
지원유형: 법정+차상위저소득층	0.1630*** (0.0548)	0.0105 (0.0585)	-0.1011 (0.0631)	0.0206 (0.0426)
지원유형: 기타저소득층	0.1143*** (0.0396)	0.0994** (0.0446)	-0.1306*** (0.0469)	0.0012 (0.0308)
지원유형: 다자녀, 장애아, 농어민 등	0.1335* (0.0708)	0.0012 (0.0685)	0.0138 (0.0794)	-0.0210 (0.0477)
지원유형: 5세아 무상보육	0.0981* (0.0537)	0.0319 (0.0603)	-0.0898 (0.0652)	0.0287 (0.0462)
표본수	1138	776	776	776
Pseudo R ²	0.1421	0.0181	0.0490	0.0580

주: 표는 보육료지원 혜택 유형별로 보육료지원 정책이 아동모의 경제활동참여여부 및 세 가지 미취업사유에 미치는 영향을 추정한다. 모형(1)은 모든 표본을 대상으로 하며, 모형(2)-(4)는 아동모가 미취업인 표본만을 대상으로 분석하였다. 본문에서 제시한 모든 설명변수를 통제하였으며, 표에서는 보육료지원 유형에 대한 결과만을 보고하고 있다. 표에서 제시된 계수값은 Probit 회귀모형의 한계효과(dp/dx)이며, 괄호안의 값은 회귀분석의 강건표준오차(robust standard error)이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

〈표 6〉은 〈표 4〉 Panel E에서 사용한 회귀분석을 가구소득계층별로 수행한 결과이다. 가구소득은 저소득, 중소득 그리고 고소득 세 계층으로 나누었다. 각 모형에서는 경제활동참여 여부를 종속변수로, (유형과 무관하게) 보육료지원혜택여부를 주요 설명변수로 사용한다. 모든 설명변수를 통제하였으며, 표에서는 이중 보육료지원혜택여부의 한계효과만을 제시하였다. 〈표 6〉의 추정결과는 보육료지원의 여성 경제활동참여에 대한 영향은 고소득에서 더욱 높다고 요약할 수 있다. 이러한 결과는 영아모와 유아모 모두에서 비슷하게 나타나고 있다. 가구소득이 낮으면 그 만큼 여성의 경제활동참여 유인이 높을 수 있다. 그러나 가구소득이 낮다는 것은 그 만큼 가구 또는 아동모의 사회경제적 수준이 낮다는 것을 의미한다. 따라서 보육료지원이 효율적이라면 저소득 계층에서 여성경제활동참여가 높게 나타날 것으로 기대된다. 따라서 고소득 계층에서 효과가 높다는 것은 보육료지원 정책이 성공적이라고 단정하

기 힘든 측면이 있다. 오히려 저소득 계층에서 보육료지원 정책 효과가 제대로 나타나지 않고 있다고 보는 것이 합리적이다. 좀 더 심층적인 연구가 필요하겠지만, 이러한 패턴은 <표 5>에서 논의했던 저소득 또는 낮은 사회경제적 수준을 가진 여성들이 적당한 일자리를 찾지 못하기 때문에 나타난다고 사료된다. 이와 같은 결과는 지원 받는 보육료가 더 큰 계층의 노동시장참여율이 더 낮다는 최성은(2011)의 결과 역시 소득에 따른 노동시장 기회의 차이에 기인한 것일 가능성을 제기한다.

<표 6> 보육료지원이 아동모의 경제활동참여에 미치는 영향: 소득계층별 분석

종속변수: 아동모가 경제활동을 하고 있으면 1, 아니면 0

	가구소득계층별		
	저소득 (1)	중소득 (2)	고소득 (3)
Panel A: 만0-2세			
보육료혜택	0.1688***	0.2196***	0.3522***
	-0.047	-0.0549	-0.0732
표본수	435	434	427
Pseudo R ²	0.2524	0.2653	0.1122
Panel B: 만3-5세			
보육료혜택	0.1050**	0.0821*	0.1321**
	-0.0446	-0.0488	-0.054
표본수	383	383	372
Pseudo R ²	0.2024	0.1273	0.1093

주: <표 4> Panel E의 Probit 회귀분석을 가구소득계층별로 추정한 결과이다. 이때 가구소득계층은 월평균가구소득을 기준으로 세 그룹으로 나누었다. 모든 설명변수를 통제하였으며, 표에서는 보육료지원혜택여부 변수의 결과만을 제시하였다. 표에서 제시된 계수값은 Probit 회귀모형의 한계효과(dp/dx)이며, 괄호안의 값은 회귀분석의 강건표준오차(robust standard error)이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

4. 추가자녀 출산의사에 미치는 영향

보육료지원이 아동모의 추가자녀 출산의사에 미치는 영향 분석 역시 기본적으로 앞 절의 분석모형과 동일한 방법을 이용하였다. 우선 <표 7>의 분석은 <표 4>와 동일하며, 다만 종속변수로 추가자녀 출산의사여부 더미변수를 사용하고 있다. 주요 결과는 모형 (1)-(3) 모두에서 전반적으로 보육료지원을 받은 가구와 그렇지 않은 가구의 출산의사는 유의미하게 차이가 나지 않는다는 것이다. 이는 <표 3>의 표본통계량에서 관측된 결과와 큰 차이를 보이는데, 출산의사가 아동모와 가구의 인구학적, 사회경제적 특성의 영향을 받기 때문으로 생각된다.¹²⁾ 부록에서는 출산의사와 보육료지원 간의 내생성 문제를 검토하였으나, 외생적이라는 귀무가설이 기각되지 않았다.

<표 7> 보육료지원이 추가자녀 출산의사에 미치는 영향

종속변수: 추가자녀 출산의사가 있으면 1, 아니면 0

	만0-5세 (1)	만0-2세 (2)	만3-5세 (3)
	Panel A: 추가설명변수 없음		
보육료지원혜택여부	-0.1541***	-0.1419***	-0.0050
	(0.0170)	(0.0292)	(0.0211)
Pseudo R ²	0.0282	0.0127	0.0001
Panel B: 아동 연령, 가구 내 영유아수 변수 추가			
보육료지원혜택여부	-0.0232	-0.0515	0.0019
	(0.0203)	(0.0358)	(0.0206)
Pseudo R ²	0.0566	0.0648	0.0338
Panel C: 모연령과 학력, 부의 직업 변수 추가			
보육료지원혜택여부	-0.0142	-0.0311	-0.0037
	(0.0207)	(0.0375)	(0.0194)
Pseudo R ²	0.1938	0.1869	0.0997
Panel D: 조부모 동거여부 추가			
보육료지원혜택여부	-0.0143	-0.0311	-0.0028
	(0.0207)	(0.0375)	(0.0193)
Pseudo R ²	0.1940	0.1869	0.1021
Panel E: 가구소득 변수 추가			
보육료지원혜택여부	-0.0128	-0.0286	-0.0032
	(0.0210)	(0.0378)	(0.0202)
Pseudo R ²	0.1941	0.1872	0.1021
표본수	2434	1296	1138

주: 표는 추가자녀 출산의사여부를 종속변수로 설정하고, 보육료지원혜택여부를 주요 설명변수로 설정하여 Probit 회귀분석한 결과이다. Panel A는 보육료지원혜택여부만을 설명변수로 사용한 결과이며, Panel B부터 Panel F까지는 제시된 설명변수들을 추가할 때의 결과를 보여준다. 따라서 Panel E는 모든 설명변수를 통제했을 때의 결과이다. 표에서 제시된 계수값은 Probit 회귀모형의 한계효과(dp/dx)이며, 괄호안의 값은 회귀분석의 강건표준오차(robust standard error)이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<표 8>의 모형 (1)은 보육료지원 유형을 나누어 추가자녀 출산의사에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. 유형에 무관하게 출산의도에 미치는 영향은 거의 없는 것으로 추정되었다. 영아의 경우, 다자녀/장애아/농어민 계층으로 분류되어 보육료지원을 받는 가구는 다른 가구들보다 출산의사가 유의미하게 낮은 것으로 추정되었다. 이 계층은 이미 자녀가 많거나, 또는 추가적으로 아이를 갖는 것이 쉽지 않을 것으로 보이므로 예상된 결과라고 할 수 있다.

12) <표 3>의 표본통계량은 영아의 경우 보육료지원을 받는 가구 중 25%가 추가자녀 출산의사를 가지고 있었고, 보육료지원을 받지 않는 가구는 39%로 더 높았다.

〈표 8〉 보육료지원이 추가자녀 출산의사에 미치는 영향: 보육료지원 유형별 분석

주요설명변수: 지원유형별 혜택여부	종속변수: 더미변수		
	추가자녀 출산의사여부	양육/교육비 때문에 추가자녀 계획 없음	보육료 전액 지원 시 자녀 낳을 계획 있음
	(1)	(2)	(3)
Panel A: 만0-2세			
지원유형: 법정+차상위저소득층	0.0197 (0.0705)	-0.0989 (0.0722)	0.0225 (0.0641)
지원유형: 기타저소득층	-0.0048 (0.0478)	0.0286 (0.0611)	0.0277 (0.0499)
지원유형: 다자녀, 장애아, 농어민 등	-0.1274** (0.0600)	0.0208 (0.0645)	0.0263 (0.0619)
표본수	1296	830	1296
Pseudo R ²	0.1894	0.0573	0.0824
Panel B: 만3-5세			
지원유형: 법정+차상위저소득층	0.0152 (0.0338)	-0.1316** (0.0570)	-0.1052** (0.0428)
지원유형: 기타저소득층	-0.0215 (0.0217)	-0.0296 (0.0433)	-0.0326 (0.0346)
지원유형: 다자녀, 장애아, 농어민 등	0.0535 (0.0467)	-0.0741 (0.0682)	-0.0335 (0.0563)
지원유형: 5세아 무상보육	-0.0058 (0.0322)	-0.0388 (0.0566)	-0.0979** (0.0432)
표본수	1138	989	1138
Pseudo R ²	0.1068	0.0677	0.0853

주: 표는 보육료지원 혜택 유형별로 보육료지원 정책이 미래자녀계획여부 등에 미치는 영향을 추정한다. 한편 모형(1)과 (3)은 모든 표본을 대상으로 하며, 모형(2)는 추가자녀 계획이 없는 가구를 표본으로 한다. 모든 설명변수를 통제하였으며, 표에서는 보육료지원 유형에 대한 결과만을 보고하고 있다. 표에서 제시된 계수값은 Probit 회귀모형의 한계효과(dp/dx)이며, 괄호안의 값은 회귀분석의 강건표준오차(robust standard error)이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

모형 (2)는 자녀계획이 없는 가구만을 분석대상으로 한다. 종속변수는 양육/교육비 때문에 자녀 계획이 없는지를 보여주는 더미변수이다. 양육/교육비가 임신과 출산의 주요 결정요인일수는 있겠지만, 회귀분석결과는 비용측면의 영향력이 보육료지원을 받는 가구와 그렇지 않는 가구 간에 큰 차이를 갖지 않음을 보여준다. Panel B의 유아 분석에서 법정 또는 차상위저소득층으로 분류되어 보육료지원을 받는 경우 유의미한 음의 한계효과를 갖는다. 이들 계수가 다른 가구들과 비교해서 양육/교육비 때문에 자녀 계획이 없는 것은 아님을 보여주는 결과이다. 통상적으로 보육료지원이 출산율 향상을 도모할 것으로 예상하는 경로는 비용적 측면에서 육아부담의 경감일 것이다. 위 결과는 이 경로가 제대로 작동하고 있지 않음을 시사한다.

유사한 함의는 모형 (3)에서도 찾을 수 있다. 모형 (3)은 전체 가구를 대상으로 하며 종속변수로 정부가 보육료를 전액 지원할 경우 추가자녀를 가질 의사가 있는지를 보여주는 더미변수이다. 회귀결과 유아 분석에서 일부 유형의 보육료지원을 받는 계층에서 유의미한 음의 한계효과 추정되었다. 이들 계층은 이미 보육료지원을 상당부분 받고 있기 때문에 보육료지원을 확대한다고 해도 추가자녀 출산의도가 없음을 의미하는 것이다. 또한 영아 분석에서는 양의 한계효과가 추정되지만, 통계적 유의성이 낮은 것으로 추정되었다. 결국 부모들의 출산

의사 결정에서 비용적인 측면이 중요한 고려 사항은 아닐 수 있음을 시사한다.

〈표 9〉는 〈표 6〉에서와 같이 가구소득계층별로 나누어 분석한 결과를 보여준다. 전반적으로 보육료지원이 추가자녀 출산의사에 미치는 영향이 소득계층별로 다르지 않음을 볼 수 있다. 특히 Panel A의 영아 분석에서는 보육료지원을 받는 상대적 고소득층은 그렇지 않은 가구들보다 출산의사가 더 낮음을 보여주고 있다. 이는 출산율과 관련하여 보육료지원 배분의 효율성이 높지 않음을 시사한다.

〈표 9〉 보육료지원이 추가자녀 출산의사에 미치는 영향: 소득계층별 분석

종속변수: 추가자녀 출산의사가 있으면 1, 아니면 0	가구소득계층별		
	저소득	중소득	고소득
	(1)	(2)	(3)
Panel A: 만0-2세			
보육료혜택	0.0295	-0.0427	-0.1353*
표본수	435	434	427
Pseudo R ²	0.1508	0.2364	0.215
Panel B: 만3-5세			
보육료혜택	-0.0093	-0.0386	0.035
표본수	383	383	372
Pseudo R ²	0.1346	0.1135	0.0999

주: <표 4> Panel E의 Probit 회귀분석을 가구소득계층별로 추정된 결과이다. 이 때 가구소득계층은 월평균가구소득을 기준으로 세 그룹으로 나누었다. 모든 설명변수를 통제하였으며, 표에서는 보육료지원혜택여부 변수의 결과만을 제시하였다. 표에서 제시된 계수값은 Probit 회귀모형의 한계효과(dp/dx)이며, 괄호안의 값은 회귀분석의 강건표준오차(robust standard error)이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

5. 정책 만족도와 양육비

이 절에서는 보육료지원이 해당 정책의 만족도와 자녀 양육비에 영향을 살펴본다. 앞서 변수설명에서 자세히 논의한 바와 같이 각 만족도는 5점 척도, 정부지원 규모에 대한 기대정도는 8점 척도로 측정되었으며, 높은 값일수록 만족도와 기대정도가 높다는 것을 의미한다. 또한 월평균 자녀양육비는 해당 아동의 양육과 교육에 들어간 비용을 의미한다. 모든 종속변수가 더미변수가 아니므로, 본 절에서는 OLS 회귀모형을 사용하였다.

우선 모형 (1)의 정책 만족도에 대한 영향을 살펴보면, 보육료지원을 받는 가구일수록 보육지원정책에 대한 만족도가 유의미하게 높다는 것을 알 수 있다. 〈표 3〉에서 구한 표본통계량을 바탕으로 평가해볼 때, 영아 부모의 경우 만족도가 20% 높고, 유아의 경우에는 36% 높다.¹³⁾ 또한 모형 (2)에서 정부지원 규모에 대한 기대정도 역시 보육료지원을 받는 계층일수록 더욱 높다는 것을 알 수 있다. 그러나 이 결과를 가지고 보육지원 정책의 효과가 높았다고 할 수는 없을 것이다. 오히려 보육지원을 받지 않은 계층이 보육지원 정책에 대하여 적잖은 불

13) <표 3>의 표본통계량에 따르면 보육료지원을 받지 않는 가구의 정책 만족도는 영아 2.32점, 유아 2.01점 이었다. <표 10>의 회귀계수를 이용하면, 보육료지원을 받는 가구의 만족도는 그렇지 않은 가구보다 영아 가구는 20% (= 0.4643 ÷ 2.32), 유아 가구는 36% (= 0.7146 ÷ 2.01) 높다고 할 수 있다.

V. 결론

만을 가지고 있다는 점이 더욱 중요할 수 있다. 특히 보육료지원 대상임에도 불구하고 주변에 이용할 수 있는 시설이 부족하다면 보육료지원 혜택에서 제외될 가능성도 높다. 또한 시설이 충분하다고 해도 개인적인 이유로 아이를 보육시설에 보내지 않으면 보육료지원을 받지 못한다. 즉 형평성의 문제가 발생할 수 있다는 것이다.

〈표 10〉 보육료지원에 따른 정책/시설 만족도 및 자녀 양육비에 미치는 영향

주요설명 변수	정책만족도		시설만족도		월평균 자녀양육비 (십만원)
	보육지원 정책에 대한 만족도 (1)	정부지원 규모에 대한 기대정도 (2)	비용 만족도 (3)	교육내용 만족도 (4)	
Panel A: 만 0-2세					
보육료혜택	0.4643*** (0.0707)	0.9020*** (0.1309)	0.7164*** (0.1283)	-0.0001 (0.0869)	0.1991** (0.0846)
표본수	1204	1289	398	398	1296
Adjusted R ²	0.0903	0.1140	0.1476	0.0067	0.1434
Panel B: 만 3-5세					
보육료혜택	0.7146*** (0.0587)	0.8642*** (0.1321)	0.3412*** (0.0726)	0.0074 (0.0470)	-0.9514*** (0.0992)
표본수	1126	1133	1072	1072	1138
Adjusted R ²	0.1652	0.0906	0.0338	-0.0022	0.2798

주: 각 회귀분석에서는 OLS모형이 사용되었다. 모형(1), (3) 그리고 (4)의 종속변수인 만족도 정도는 5점 척도(1점: 매우불만, 2점: 불만, 3점: 보통, 4점: 만족, 5점: 매우만족)로 측정되었다. 모형(2)에서 정부지원 규모에 대한 기대정도는 보육시설을 이용하는 비용의 몇 퍼센트를 정부가 부담하는 것이 적절한가를 묻고 이를 8점 척도(1: 30%이하, 2: 31~40%, 3: 41~50%, 4: 51~60%, 5: 61~70%, 6: 71~80%, 7: 81~90%, 8: 90% 이상)에서 측정되었다. 월평균 자녀양육비 변수는 분석대상이 되는 아동의 양육 및 교육에 소요되는 비용을 의미한다. 모든 설명변수를 통제하였으며, 표에서는 보육료지원혜택여부변수의 회귀계수값과 강건표준오차만을 제시하고 있다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

한편 아이들이 이용하는 시설에 대한 부모의 만족도를 비용 측면과 교육 내용 측면으로 나누어 분석해보면, 보육료지원을 받는 경우 비용 만족도는 상대적으로 높은 반면 교육 내용 만족도는 보육료지원을 받지 않는 가구와 다르지 않음을 알 수 있다. 일면 당연한 결과라고 생각할 수 있다. 비용 만족도가 높다는 것은 그만큼 육아부담이 절감되고 있다는 의미로 해석할 수 있다. 하지만 이것이 출산율을 향상시키는 경로에서 효과성이 제대로 나타나고 있지 않다는 사실은 경감된 육아 비용이 어떻게 사용되고 있는지에 대한 추가적인 분석이 필요함을 시사한다.

마지막으로 모형 (5)에서는 보육료지원이 자녀양육비에 미치는 영향을 추정한 결과이다. 유아의 경우에는 보육료지원을 받는 가구의 월평균 양육비가 그렇지 않은 가구보다 대략 95,000원 적다고 추정되었다. 이는 보육료지원으로 육아부담이 줄어들 수 있다는 점을 보여준다. 그러나 영아의 경우에는 보육료지원을 받는 가구의 양육비가 오히려 약 2만 원 정도 높은 것으로 추정되었다. 이는 보육료지원으로 경감된 양육비 일부가 사교육 활동과 같은 추가적인 양육 및 보육비용으로 사용되었음을 암시하는 결과이다.

영유아가 보육시설을 이용 시에 지원하는 보육료지원사업은 여성의 경제활동을 확대하고, 출산을 장려한다는 점에서 인적자원 개발의 기능을 수행한다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 영유아 보육료 지원사업이 여성 인력의 활용 및 미래 세대의 확보 측면에서 어느 정도 효과가 있었는지를 분석하였다.

'2009년 보육실태조사 결과'를 이용한 실증분석 결과, 보육료지원사업은 여성의 노동시장 참여를 확대하는 결과를 가져온 것으로 추정되었고, 유아보다 영아의 경우 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 영아와 유아의 단계에 있어서 상대적으로 노동시장의 복귀가 용이한 영아모에 있어 보육지원 정책의 효과가 더 컸다고 해석할 수 있다. 계층별로는 영아의 경우 소득이 높을수록 경제활동 참여 효과가 더 높은 경향이 나타난 반면, 유아의 경우 소득에 따라서는 U자형 효과를 보이는 것으로 추정되었다. 영아모의 경우 미취업 사유 중 일하고 싶으나 일자리가 없는 경우가 많은 것으로 나타났음을 감안하면, 보육지원에 의한 영아모의 노동공급 효과는 노동시장 여건에 따라 크게 좌우되고, 상대적으로 노동시장 기회가 많은 고소득 고학력 계층에서 더 크게 작용한다고 해석할 수 있다. 한편 유아의 경우에는 노동시장에서의 이탈이 상대적으로 심화되어 보육료 지원이 실질임금의 증가효과보다 소득의 증가효과로 작용하는 측면이 더 큰 것으로 해석할 수 있다.

출산을 관해서는 보육료지원이 출산의사에 미치는 영향을 추정한 결과, 영아와 유아의 경우 모두 본 사업이 다자녀 출산에는 큰 효과가 없는 것으로 나타났고, 이러한 효과는 소득에 따라서도 별다른 차이를 보이지 않았다. 마지막으로 보육료지원 사업에 대한 부모의 만족도는 지원을 받고 있는 계층에서 상당히 높게 나타났으며, 정부의 지원규모에 대한 기대정도도 높게 나타났다. 한편 유아의 경우 보육료 지원으로 인해 월평균 자녀 양육비가 감소한 것으로 추정되었으나, 영아의 경우에는 오히려 증가한 것으로 나타나 보육료 지원으로 인한 소득효과가 크게 작용하는 것으로 나타났다.

이상과 같은 분석결과를 토대로 볼 때, 정책의 효율성을 높이기 위한 몇 가지 시사점을 찾을 수 있다. 첫째, 보육료지원 사업이 여성의 노동시장 참여에 미치는 긍정적인 효과는 유아보다 영아의 경우 더 높다는 점에서 영아기와 유아기 시기의 정책적 주안점을 달리할 필요가 있다. 영아모의 경우 노동시장과의 밀착도가 상대적으로 더 높은 시기이므로 보육료 지원 시 경제활동에 대한 유인을 강화할 필요가 있다. 한편 유아모의 경우에는 보육지원에 의한 노동공급 효과가 상대적으로 낮을 뿐만 아니라 미취업 사유 중 보육서비스의 질적인 수준에 대한 걱정이 일부 작용하는 것으로 발견되었다. 아동 발달 과정에서도 보육지원은 사회성 함양 및 인지적 능력의 개발 등의 차원에서 초등학교 이전의 교육지원의 성격을 갖는다. 따라서 향후 보육지원정책은 영아의 경우 부모의 일과 가정의 조화로운 생활 지원을, 유아의 경우 차세대 인적자본의 개발을 추구하는 과정으로 구분하는 방안이 적절한 것으로 사료된다.

둘째, 보육료지원에도 불구하고 여성의 노동시장참여율은 선진국과 비교해서 낮은 수준이며, 특히 영아모가 노동시장에 참여하지 않는 가장 큰 이유로 적당한 일자리가 없기 때문인 것으로 조사되었다. 따라서 여성의 노동시장참여 측면에서 보육료지원 사업의 효과성을 극대화하기 위해서는 영유아를 키우는 여성들을 위한 일자리 창출과 같은 보완적인 정책 도입이 필요하다고 판단된다. 또한 영아와 유아기의 상대적 효과 차이는 일자리 정책으로 영아모가

직장에서 이탈하지 않도록 하는 방안이 보다 효율적임을 간접적으로 나타낸다고 볼 수 있다.

셋째, 보육료지원 사업이 다자녀 출산에 긍정적인 영향이 없는 것으로 추정되었다는 사실은 우리나라의 저출산 문제는 첫째아 출산의 하락보다는 다자녀출산 의도가 줄어들고 있다는 가능성을 암시한다. 현재 다자녀에 대한 지원 정책이 시행되고 있으나 사업의 효과성이 뚜렷하지 않은 것으로 이해할 수 있다. 따라서 일차적으로 향후 보다 실효성 있는 다자녀 출산장려 정책의 개발이 요구된다고 할 수 있다. 또한 보다 근본적으로 실질적인 자녀 양육 비용의 절감을 위해 출산장려 정책의 범위를 영유아기뿐만 아니라 고등교육 시기까지의 정책으로 확대하여 접근할 필요가 있는 것으로 사료된다.

부록: 내생성 문제

<부표 1>의 모형 (1)과 (2)는 만 0-5세 영유아 전체를 대상으로 보육료지원이 아동모의 경제활동여부(모형 1)와 출산의사여부(모형 2)에게 미치는 영향을 Probit 회귀모형을 이용하여 분석한 결과이다. 따라서 <표 4> 모형 (1)의 Panel E와 <표 7> 모형 (1)의 Panel E의 추정모형과 동일하다. 보육료지원은 아동모의 경제활동을 높이지만, 추가자녀 출산의도에는 유의미한 영향이 없는 것으로 추정되었다. 기타 설명변수의 효과를 살펴보면, 아동연령이 높을수록, 가구 내 영유아수가 적을수록, 모의 연령이 높을수록, 아동부의 직업이 불안정할수록, 조부모가 함께 살고 있을수록, 그리고 가구월평균소득이 높을수록 아동모의 경제활동 가능성이 높을 것으로 나타났다. 각 변수의 특성이 여성 경제활동참여에 미치는 기대되는 영향의 방향과 일치한다. 한편 아동연령이 낮을수록, 가구 내 영유아수가 적을수록, 아동모의 연령이 낮을수록, 아동모의 학력이 높을수록, 아동부의 직업이 있을수록 추가자녀의 출산의사가 높을 것으로 추정되었다. 역시 가구의 사회경제적 특성이 출산율에 미치는 영향의 방향과 대체로 일치한다. 하지만 조부모 동거여부와 가구월평균소득의 영향은 통계적으로 유의하지 않았다.

본문에서 논의한 바와 같이 만약 회귀식의 오차항에 가구의 사회경제적 특성과 관련한 누락변수가 존재하면, 여성 경제활동여부, 출산의사 그리고 보육료지원과 상관성을 가질 수 있고 이로 인해 내생성의 문제가 발생할 수 있다. 만약 누락된 특성이 보육료지원여부, 종속변수 모두와 양의 상관관계를 가지면 Probit 회귀 결과는 보육료지원의 실제 효과를 과대추정할 수 있으며, 반대로 누락변수가 보육료지원여부 또는 종속변수 중 하나와 음의 상관관계를 가지면 실제 효과를 과소추정할 가능성이 있다.

내생성 문제의 통계적 유의성을 검토하기 위해 본 연구에서는 Bivariate Probit 회귀분석을 수행하였다. Bivariate Probit 모형은 두 개 서로 다른 종속변수를 가진 Probit 회귀식을 설정한다. 따라서 본 연구에서는 첫 번째 Probit 회귀분석에서는 보육료지원혜택여부를 종속변수로 하여 보육료지원 결정요인을 추정하며, 두 번째 Probit 회귀분석에서는 본문에서 수행한 것처럼 아동모 경제활동참여여부 또는 추가자녀 출산의사여부를 종속변수로 설정한다. 특히 두 Probit 회귀식의 오차항이 서로 상관되어 있다고 가정한다 (즉 $cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \neq 0$). 오차항의 상관성은 추정치 $\hat{\rho} [= cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2)]$ 의 유의성으로 검증할 수 있으며, 만약 추정치 $\hat{\rho}$ 가 통계적으로 0의 값을 갖는다면 두 식의 오차항의 상관성이 없다는 뜻이며, 간접적으로 내생성의 문제가 유의미하지 않음을 의미한다.

한편 두 번째 회귀식의 종속변수인 보육료지원이 첫 번째 회귀식의 설명변수로 포함되므로 식별의 문제가 발생할 수 있다. 식별 문제를 해결하기 위해 보육료지원에 유의미한 영향을 미치고 아동모의 경제활동참여와 출산의사와는 무관한 도구변수를 가정해야한다. <부표 1>에서는 이러한 도구변수로 아동이 거주하는 시군구의 보육시설 및 유치원의 공급율을 사용하였다.

우선 표의 모형 (3)에 따르면 다양한 변수가 보육료지원혜택여부와 관련이 있음을 알 수 있다. 특히 아동연령이 높을수록, 가구 내 영유아수가 많을수록, 아동부의 직업이 불안정할수록, 그리고 가구소득이 낮을수록 보육료지원혜택의 가능성이 크다. 또한 거주 시군구의 보육시설 및 유치원의 공급율이 높을수록 보육료지원을 받을 확률이 높다. 다시 말해 공급부족으로 아이를 시설에 보낼 수 없으면, 보육료지원을 받지 못한다는 의미로 해석할 수 있다.

<부표 1> Bivariate Probit 모형을 이용한 내생성문제 점검

회귀모형	Probit		Bivariate Probit		
	O	O	First	Second	Second
종속변수: 경제활동여부	O			O	
종속변수: 출산의사여부		O			O
종속변수: 보육료지원혜택여부			O		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
보육료지원혜택여부	0.1735*** (0.0213)	-0.0128 (0.0210)		0.2298*** (0.0568)	-0.0046 (0.1120)
아동연령	0.0164*** (0.0060)	-0.0445*** (0.0061)	0.1633*** (0.0074)	0.0044 (0.0095)	-0.0410*** (0.0159)
가구 내 영유아수	-0.0721*** (0.0154)	-0.1899*** (0.0164)	0.0764*** (0.0197)	-0.0690*** (0.0139)	-0.1716*** (0.0152)
모의 연령	0.0039* (0.0021)	-0.0285*** (0.0023)	-0.0024 (0.0027)	0.0037** (0.0019)	-0.0257*** (0.0019)
모의 학력 (대학이상=1)	0.0129 (0.0182)	0.0730*** (0.0183)	-0.0235 (0.0236)	0.0125 (0.0165)	0.0657** (0.0165)
부직업: 자영업, 고용주	-0.1999*** (0.0198)	0.1589*** (0.0534)	-0.1699*** (0.0439)	-0.2267*** (0.0332)	0.1293** (0.0426)
부직업: 상용근로자	-0.4381*** (0.0339)	0.1571*** (0.0374)	-0.1743*** (0.0451)	-0.3641*** (0.0309)	0.1491*** (0.0403)
부직업: 일용/임시직	-0.1804*** (0.0185)	0.2014*** (0.0571)	-0.0216 (0.0487)	-0.2168*** (0.0311)	0.1570*** (0.0404)
조부모동거여부	0.1393*** (0.0311)	-0.0189 (0.0246)	-0.0362 (0.0328)	0.1127*** (0.0224)	-0.0172 (0.0232)
가구월평균소득	0.3180*** (0.0249)	0.0114 (0.0241)	-0.2310*** (0.0319)	0.3005*** (0.0215)	0.0116 (0.0301)
해당지역 시설공급율(%)			0.0078*** (0.0010)		
P-value (Wald test of $\hat{\rho}=0$)				0.1911	0.9492

주: 모형(1)과 (2)는 본문의 <표 1>과 <표 4>의 Panel E의 결과와 동일하며, 모든 설명변수에 대한 결과도 함께 보여주고 있다. 모형(3)은 Bivariate Probit 모형 중 First Stage 결과로서 보육료지원혜택여부의 결정요인을 추정하고 있다. 이때 도구변수로서 해당 시군구의 보육 시설 및 유치원 공급율(%)을 이용하였다. 모형(4)와 (5)는 (3)의 추정결과를 토대로 아동모의 경제활동참여와 추가자녀 출산의사 결정요인을 추정하였다. 표에서 제시된 계수값은 Probit 회귀모형의 한계효과(dp/dx)이며, 괄호안의 값은 회귀분석의 강건표준오차(robust standard error)이다. * ** ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 모형(4)와 (5)의 Wald Test는 기무가설을 기각하지 못하며, 이는 모형(3)의 변수들이 모형(4)의 결과에 간접적(또는 내생적)으로 영향을 미치지 않음을 의미한다.

다음으로 모형 (4)에서 Bivariate Probit 회귀모형으로 추정된 보육료지원의 아동모 경제활동참여에 미치는 영향은 모형 (1)의 추정결과보다 더욱 크게 나타났다. 이는 내생성 문제로 인한 편이의 방향이 과소추정일 가능성을 시사한다. 그러나 두 회귀식의 오차항 상관성의 추정치인 $\hat{\rho}$ 의 값은 통계적으로 0과 다르지 않다. 따라서 보육료지원과 아동모의 경제활동참여 간에 내생성의 문제는 유의하지 않다고 판단된다. 모형 (5)에서 출산의사에 대한 보육료지원의 영향은 모형 (2)와 큰 차이를 보이지 않으며, 추정치 $\hat{\rho}$ 의 유의성도 상대적으로 낮게 나타났다. 역시 출산의사와 관련된 내생성의 문제도 심각하지 않음을 알 수 있다.

참고문헌

- 조운영, 「보육보조금의 효과 분석: 영아기본보조금을 중심으로」, 『한국개발연구』 29권 3호, p. 29-73, 2007.
- 최성은, 「보육료지원과 기혼여성의 노동공급에 관한 연구」, 『사회보장연구』 27권 2호, p. 85-105, 2011.
- 이택면, 「보육지원 예산확대의 여성고용효과」, 『한국사회정책학회 추계학술대회 자료집』, 2010.
- 윤자영, 「자녀 양육시간의 경제적 가치」, 『노동리뷰』 64호, p. 23-38, 2010.
- 서문희, 「보육료·유아교육비 지원이 추가 출산 의사에 미치는 영향」, 『육아정책연구』 4권 2호, p. 76-95, 2010.
- 대한민국 정부, 『제2차 저출산 고령사회 기본계획』, 2011a.
- 대한민국 정부, 『제2차 저출산 고령사회 기본계획 중앙부처 시행계획』, 2011b.
- 보건복지부, 『보육사업안내』, 2009.
- 홍석철·이정민·신나라·김영일·김정호·조부경·송유진, 『결혼·출산·육아 지원사업군 심층평가』, 한국개발연구원, 2012.
- 서문희·김은설·최진·안재진·최혜선·김유경·조애지(2009), 『2009년 전국보육실태조사-가구조사 보고서』, 육아정책개발센터.
- 김현숙, 「보육료 지원 개선방안에 관한 연구: 차등보육료 확대방안」, 『재정학 연구』, 제1권 제2호, 한국재정학회, 2008, p. 61-103.
- 우석진, 「출산 제고 정책이 한국 여성의 출산, 노동공급, 결혼에 미치는 효과」, 『한국경제의 분석』 14권 3호, pp. 55-105, 2008.
- Berk, Laura E., *Child Development*(9th Edition), Pearson, 2012.
- Connelly, Rachel, "The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation," *The Review of Economics and Statistics* Vol. 74 No. 1, 1992, p. 83-90.
- OECD, *Doing Better for Family*, Paris: OECD Publishing, 2011.