

우리나라 지역별 자녀 양육환경과 출산율에 관한 실증분석*

성낙일** · 박선권***

저출산 현상은 우리 사회가 당면한 가장 심각한 사회문제의 하나이다. 본 연구는 2009년 기준 우리나라 232개 시/군/구에 대한 횡단면 자료를 사용해 보육시설과 사교육비와 관련된 두 가지 질문에 답하고자 한다. 첫 번째로, 본 연구는 각 지역별 보육시설/사교육시설의 사업체 수 또는 종사자 수가 해당지역의 출산율에 미친 영향을 분석한다. 두 번째로, 보육시설의 규모를 보육시설의 품질 또는 신뢰성을 평가하는 기준으로 설정하고 보육시설의 규모가 출산율에 미친 효과를 분석한다. 본 연구는 해당 지역의 사업체 당 종사자 수 평균값과 전체 보육시설 중 종사자 수가 10인 미만인 사업체가 점하는 비율로 보육시설의 규모를 측정한다. 본 연구의 분석결과에 따르면, 사업체 수나 종사자 수로 측정된 보육시설의 양적 규모는 출산율에 긍정적 영향을 미친 반면, 사교육시설로 측정된 사교육비 규모는 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 또한 보육시설의 질적 측면, 즉 신뢰할 수 있는 보육시설의 존재가 출산율의 제고에 효과적일 수 있다는 점이 확인되었다. 본 연구의 분석결과는 출산율 제고를 위한 정책방안과 관련해 중요한 시사점을 제공한다.

핵심단어: 출산율, 양육환경, 보육시설, 사교육비

I. 서론

저출산 현상은 최근 다소 호전되고 있지만 여전히 우리 사회가 당면한 가장 심각한 사회문제의 하나이다. 우리나라 합계출산율(15~49세의 가임여성 1명이 평생 출산하는 평균 자녀 수)은 2005년에 1,076명으로 최저점을 기록한 이후 약간 증가했으나 여전히 1.2명 수준에 불과한 실정이다. 이는 세계적으로도 극히 낮은 수준에 해당한다(OECD, 2011). 우리 정부도 저출산 문제의 심각성을 인식해 2005년 6월 '저출산·고령사회기본법'을 제정했고, 2006년 '제1차 저출산·

* 이 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2010-330-B00073). 최초 투고논문에 대해 유익한 논평을 해주신 세 분의 심사위원께 감사의 뜻을 표한다.

** 서울시립대학교 경제학부 교수 (교신저자) | nisung@uos.ac.kr

*** 서울시립대학교 경제학부 연구교수 | skpark2011@naver.com

고령사회 기본계획'(새로마지플랜 2010)을 수립하고 5년간 추진한 바 있다. 또한 각급 지방자치단체도 출산장려금, 보육료 지원, 아이 돌보미 사업, 다자녀 양육지원 등 다수의 출산지원시책들을 시행해 왔다. 2011년 10월 우리 정부는 '제2차 저출산·고령사회 기본계획'(새로마지플랜 2015)을 확정했으며, 이 계획에 따르면 우리 정부는 점진적 출산을 회복과 고령사회 대응체계 확립을 목표로 2011~2015년 5개년 동안 총 75.8조원을 지출할 예정이다.¹⁾

우리나라 저출산 현상은 혼인을 하락, 남녀 혼인연령 상승(만혼화) 및 유배우 출산율(기혼여성의 출산율) 저하가 결합되어 나타났으며, 이 세 가지 인구학적 변수에 영향을 미친 다양한 경제적, 사회·문화적 환경요인이 저출산의 원인으로 그간 지목되어왔다. 우리 정부의 출산장려정책, 특히 '제2차 저출산·고령사회 기본계획'도 이들 예로요인을 해소하는 데에 목적을 두고 있다고 볼 수 있다. 하지만 그간 우리 정부가 도입한 출산장려정책의 효과에 대해서 논란이 많은 것이 사실이다.²⁾ 무엇보다 중앙정부와 지방정부의 각종 출산장려정책에도 불구하고 우리나라 출산율이 획기적으로 회복될 기미는 보이지 않고 있다. 따라서 우리나라 저출산의 원인에 대한 명확한 규명 및 그에 따른 정책대안 도출은 여전히 유효한 연구주제라고 판단된다.

본 연구는 우리나라 저출산 현상을 초래한 각종 요인 중 보육시설과 사교육비에 초점을 맞춘다. 본 연구가 보육시설과 사교육비에 주목하는 이유는 다음과 같다. 무엇보다 각종 미디어 보도, 설문조사 및 선행연구들에서 과도한 양육부담, 그중에서도 특히 열악한 보육시설과 사교육비의 문제는 지속적으로 저출산의 원인으로 지적되어 왔다.³⁾ 두 번째로 다른 요인과는 달리, 보육시설과 사교육비 문제는 적절한 정책대안을 통해 어느 정도 해결될 수 있는 과제라고 볼 수 있다.⁴⁾ 예를 들어, 정부가 공공정책을 통해 국민의 결혼관이나 자녀관

1) 보건복지부 보도자료(2011년 10월 26일, '저출산·고령사회 본격 대비를 위한 제2차 기본계획 확정')에서 인용.

2) 엄명배·김경미(2011)는 '제1차 저출산·고령사회 기본계획'에 따른 각종 출산지원시책들이 그간 정부 부처별로 시행해왔던 사업들을 총망라한 백화점식 정책에 머물러 선택과 집중 전략에 실패했다고 평가했다. 또한 각급 지방자치단체들의 사업들도 그 효과성이 충분히 검증되지 않은 채 서로 비슷한 정책을 모방해왔다는 비판에서 자유롭기 힘들다.

3) 여기에 대해서는 2절2를 참조.

4) 4절에서는 자녀 양육과 관련된 비용을 직접비용, 간접비용, 사회적 비용으로 구분하고 있다. 그런데 간접비용과 관련된 사회정책은 범세계적인 거시경제의 흐름과 분리하기 어렵고, 사회적 비용과 관련된 정책은 재정적인 한계와 사회적 합의의 문제를 갖고 있어 점진적이고 장기적인 사안이다. 적어도 단기적으로는 우리나라에서 자녀의 보육과 교육에 소요되는 직접비용을 감소시키는 출산지원정책들이 실행 가능성과 효과성이 높은 것으로 판단된다.

을 변화시키는 것은 매우 힘든 일이지만 보육시설을 늘리는 것은 단기적으로도 충분히 가능한 일이다. '제2차 저출산·고령사회 기본계획'의 저출산 분야 정책과제 중 정부가 실제로 예산을 대거 지출하는 항목도 보육료 전액지원(무상 보육) 대상 확대, 보육시설 미이용 아동에게 지급하는 양육수당 확대 등 보육 관련 문제라고 해도 과언이 아니다. 사교육비 절감문제도 우리 정부의 핵심적 정책과제가 된지 오래다. 세 번째로 최근 민간 어린이집 파업, 어린이집 비리 문제 등에서 볼 수 있듯이 보육시설을 둘러싼 사회적 논란이 종종 발생하고 있다. 민간 보육시설과 관련된 이들 문제는 관련 보육시설의 영세성에서 비롯된 측면이 적지 않다. 이와 관련해 국공립 보육시설을 대폭 확충해 민간 보육시설을 대체해야 한다는 주장도 제기되고 있는 실정이다(안윤숙·이상호, 2010).

이상의 논의를 바탕으로, 본 연구는 2009년 기준 우리나라 232개 시/군/구에 대한 횡단면 자료를 사용해 보육시설과 사교육비와 관련된 두 가지 질문에 답하고자 한다. 첫 번째로, 본 연구는 각 지역별 보육시설과 사교육시설의 사업체 수 또는 종사자 수가 해당지역의 출산율에 미친 영향을 분석한다. 출산선택에 직면한 가정이 자신이 거주하는 지역에 충분한 숫자의 보육시설 및 종사자가 존재해 손쉽게 자녀를 위탁할 수 있다는 사실을 발견한다면 그만큼 출산에 적극적일 수 있다. 또한 수요공급의 경제논리에 따르면 충분한 숫자의 보육시설 및 종사자는 보다 저렴한 보육비 또는 보다 양호한 보육서비스를 의미할 수 있다. 한편 보육시설과는 달리, 사교육시설은 출산선택에 직면한 가정의 관점에서 미래 사교육비에 대한 압박으로 작용할 여지가 많다. 자신의 거주 지역에서 사교육시설이 많다는 것은 그만큼 주변에서 사교육에 의존하는 교육환경이 조성되어 있다는 뜻이 되기 때문이다. 본 연구는 사교육시설의 공급량을 사교육비 지출규모에 대한 대리변수로 사용한다.

두 번째로, 본 연구는 보육시설의 규모가 출산율에 미친 영향에 주목한다. 우리나라 대다수 지역에서 보육시설 숫자가 증가하고 있지만 보육서비스 수요자가 자녀를 믿고 맡길 수 있는 보육시설이 충분히 공급되고 있는지는 여전히 의문시된다. 특정 지역의 보육시설 중에서 보육서비스 수요자가 신뢰할 수 있는 보육시설이 적을수록 출산에 불리한 환경이 조성될 수밖에 없다. 본 연구는 종사자 수가 많은 대규모 보육시설이 유아보육 시스템의 효과적 관리, 투명한 회계관리 시스템 운영 등 사업체 운영 및 관리측면에서 소규모 영세 보육시설보다 유리하며, 우수한 보육교사 충원 등에서도 효과적이라는 가정하에 보육시설의 규모를 보육시설의 품질 또는 신뢰성을 평가하는 기준으로 설정한다.⁵⁾ 보다

구체적으로, 본 연구는 해당 지역의 사업체 당 종사자 수 평균값과 전체 보육 시설 중 종사자 수가 10인 미만인 사업체가 점하는 비율로 보육시설의 규모를 측정한다. 본 연구는 이 두 가지 지표를 각각 보육시설 규모지표(1)과 (2)로 지칭하기로 한다.⁶⁾

본 연구는 지역별 보육시설/사교육시설에 대한 공식 통계자료에 기초한 계량분석이라는 점에서 기존연구들과 차이가 있다.⁷⁾ 선행연구들은 주로 설문조사나 여론조사에 기초해 자녀 양육환경에 대한 국민 인식이나 정부 정책 효과를 분석하는 데에 초점을 맞추어왔다. 또한 본 연구의 분석결과는 미래 보육시설 및 사교육시설의 변화가 출산율에 미칠 한계효과(marginal effect)를 예측하는 데에도 활용할 수 있다. 이점에서 본 연구는 저출산의 원인을 제시할 뿐만 아니라 출산장려정책의 효과를 평가하는 연구로도 활용될 수 있다는 이점이 있다.

이하의 논의는 양육부담과 출산율의 관계에 대한 이론적 고찰, 선행연구들에 대한 개략적인 소개, 우리나라 양육환경의 현황과 변화추세에 대한 분석, 분석 모형의 제시 및 분석결과에 대한 해석 순으로 진행된다.

5) 소규모 영세 보육시설이 갖는 문제점은 미디어 보도나 선행연구를 통해서도 확인되고 있다. 최근 한 방송보도(SBS 2012년 3월 19일자 8시 뉴스)는 정부의 무상 보육 지원이 확대되면서 어린이집을 새로 만들겠다는 신청이 폭주하고 있는데 신청자의 대부분이 아동 20명 미만의 소규모 가정 어린이집이어서 관리 부실에 대한 우려가 커질 수밖에 없다고 주장하고 있다. 또한 이 보도는 지난 3년 동안 무려 2,600개 어린이집이 보조금을 부당 청구하거나 가로채서 행정처분을 받았다는 점을 지적하면서 어린이집의 영세성에 따른 부실운영도 언급하고 있다. 김영숙·모수원·김주연(2011)은 보육시설의 효율성에 대한 정량 평가를 시도한 결과, 보육시설 사업체 수가 많을수록 효율성은 하락하고 보육아동 수가 많을수록 효율성은 향상된다는 점을 확인했다. 이 분석결과를 토대로 이들은 보육시설의 양적 팽창이 영세한 민간 보육시설의 증가와 민간 보육시설의 질적 저하를 가져왔다고 주장하고, 보육시장에서의 경쟁을 통해 한계 보육시설의 퇴출을 유도할 것을 제안하고 있다.

6) 보육시설의 품질 또는 신뢰성이 출산율에 미친 효과를 분석하기 위한 방법의 하나로 지역별 국공립 보육시설 비율을 사용할 수도 있다. 하지만, 우리나라 국공립 보육시설 숫자가 매우 적을 뿐 아니라 지역별 국공립 보육시설에 대한 공식통계가 보고되고 있지 않아 본 연구에서는 이 방법을 채택하지 않았다.

7) 특정 지역에 보육시설 및 관련 종사자가 충분히 있더라도 출산을 고려하는 가정이 이를 인지하지 못할 수 있다는 점에서 본 연구가 기초하고 있는 분석자료는 한계점을 안고 있다. 한편 보육시설 및 관련 종사자의 공급 상태를 충분히 인지하고 있는지의 여부를 파악할 수 있는 설문조사 자료는 응답결과의 신뢰성 등에서 또 다른 문제점을 갖고 있는 것도 사실이다. 따라서 본 연구는 설문조사에 기초한 선행연구들을 보완하는 연구로 이해될 수 있다.

II. 선행연구 및 이론적 고찰

1. 출산율 하락을 설명하는 세 이론

출산에 관한 기존연구는 크게 수요이론(demand theory), 위험과 기회 이론(theory of risk and opportunity), 탈물질주의적 가치 이론(post-materialist values theory), 젠더형평 이론(gender equity theory) 등 네 가지 유형으로 구분할 수 있다.

수요이론(혹은 합리적 선택이론)은 출산을 이익과 비용의 측면에서 바라보는 관점으로 출산의 선택과정에서 부모는 자녀가 주는 이익이 비용보다 더 큰지를 계산한다고 생각하는 접근방식이다(Becker, 1981). 이러한 관점은 19세기 유럽에서 의무교육(compulsory education)이 제도화된 이후 자녀가 작간접적 비용이 발생하는 원천이 되어왔다는 사실에 근거하고 있다. 여기서 직접비용은 출산으로 인해 장기적이고 지속적으로 발생하는 보육 및 교육 관련 지출을 뜻하고, 간접비용은 출산으로 인해 여성이 시장소득을 상실하는 데서 야기되는 기회비용을 뜻한다. 이 수요이론에 따르면, 자녀의 양육기간 동안 부모는 자녀를 경쟁적인 노동시장에 성공적으로 참여시키기 위해 지속적인 투자를 수행해야 한다. 이에 따라 여타 재화에 대한 자녀의 효용은 감소하며 자녀는 수가 아니라 질의 문제라는 인식이 확산되어 왔고(Cochrane, 1979; Caldwell, 1980; Atoh, 1998; Chapman, Dunlop, Gray, Liu and Mitchell, 1999) 그 결과로 출산율 저하현상이 나타났다는 것이다.

수요이론은 사람들이 자녀의 비용에 대한 충분한 지식과 이해를 갖고 있다고 가정하는 반면, 위험과 기회 이론은 그 비용이 불확실한 미래의 문제라는 관점에서 출발한다(McDonald, 2001). 현대인들은 빈번한 경기변동, 낮은 직업 안정성과 높은 직업 이동성, 생계비 상승 등 삶의 불안정성이 일상화된 위험사회(risk society)에서 살아가고 있으며, 자신의 삶이 그러한 위험의 어떤 국면에 놓여 있는지를 정확하게 판단하기 어렵다(Beck, 1999). 이런 맥락에서 출산은 자녀양육에 소요되는 비용, 양육기간 동안의 소득감소, 노동시장 재진입의 어려움 등으로 인해 경제적인 불안정을 선택하는 결정에 해당한다. 나아가 출산은 자아 영역의 개인적 자율성, 친교 영역에서의 친밀성, 사회 영역의 노동참여라는 세 가지 삶의 영역에 있어서 삶의 관계를 붕괴시키는 위험이자 기회의 박탈을 의미할 수도 있다(McDonald, 1996). 요컨대, 출산은 미래의 불확실성 속에

서 삶의 기회들을 포기하고 위험을 감내해야 하는 선택이기 때문에 그 결과로 현대 산업사회에서 출산율은 하락할 수밖에 없다는 것이다.

탈물질주의적 가치이론은 1차 인구변천에서 2차 인구변천으로의 이행을 설명하기 위한 목적에서 생겨났다. 1차 인구변천은 18세기에 시작된 사망률과 출산율의 동반 감소로 인해 대체출산율(replacement fertility)이 유지되어 인구가 정체된 현상을 의미하며, 2차 인구변천은 대체출산율 이하로 하락하여 인구감소가 발생한 현상을 의미한다. 위험과 기회이론이 삶의 불안정성을 주목했던 것과는 달리, 탈물질주의적 가치이론은 서구 산업사회의 변영이 대중을 필수적이고 물질주의적인 기본욕구로부터 점진적으로 해방시켜왔다고 본다. 특히 젊은이들은 경제적, 신체적 안전에 몰두하는 물질주의적 가치로부터 벗어나 점차 자율성과 자기표현을 중시하는 탈물질주의적 가치를 수용하기 시작했다(Inglehart, 1977). 이러한 가치 변화에 따라 혼인을 하락, 이혼을 증가, 만혼화, 혼외동거 및 혼외출산, 무자녀 등의 사회현상들이 발생했다. 즉 저출산 현상은 개인적 자율성, 자기실현, 사회적 응집의 약화, 권위의 거부, 개방적인 생활양식 등과 같은 탈물질주의적 가치의 확산에 의해 추동된 행동 변화의 결과라는 것이다(Lesthaeghe and Moors, 1996; Van de Kaa, 2001).⁸⁾

서구 국가 간 출산율 차이에 주목한 젠더형평 이론은 점진적이고 확고하게 진행되어온 여성의 지위 향상에도 불구하고 각종 지원제도의 정비가 지체되고 일관성이 미비된 상태로 인해 저출산 현상이 초래되었다고 주장한다(McDonald, 2000). 젠더형평 이론은 여성의 사회참여와 출산율이 음의 관계를 갖는다는 일반론이 단선적인 견해를 경험적으로 입증해 왔다는 점에서 진일보한 논의로 그간 수용되어 왔다. 이 이론에 따르면, 여성의 사회참여와 출산율 간에 존재하는 음의 관계는 다양한 요인에 의해 역사적으로 다양하게 변화해 왔다(Esping-Andersen, 1990; 1996; 1999). 기업과 가족에서의 젠더 간 형평성 구현을 통한 육아부담의 분담, 육아를 위해 노동시장을 벗어날 수 있는 탈상품화(decommodification), 육아문제를 가족의 돌봄 없이도 해결할 수 있는 탈가족화

8) 저출산의 원인을 개인을 중시하는 자유주의적 가치관의 확대에 의한 출산 의지와 기대 자녀 수의 감소에서 찾는 연구들은 지속적으로 탈물질주의적 가치이론을 가정해왔다. 또한 이 이론은 전통적인 가족가치를 회복하기 위한 교육 및 문화 정책들이 형성될 수 있는 근거를 제공해왔다(김세곤, 2003; 보건복지가족부, 2009; 이훈희·서용석·정운태, 2011). 하지만 자유주의적 가치관이 우세한 사회들에서의 출산율이 전통적인 사회들과 비교해 오히려 높았다는 연구들에서 볼 수 있듯이 탈물질주의적 가치이론은 일관된 설명력을 갖지 못하고 있어 일부의 발견을 사회전체로 확대 비약하는 생태학적 오류(ecological fallacy)를 범하고 있다는 비판을 받아 왔다(Coleman, 1998). 다시 말해, 탈물질주의적 가치이론은 1960년대와 1970년대의 사회상을 반영한 관점으로 이후의 급격한 사회변화를 반영하지 못하고 있는 것으로 평가된다.

(defamiliarization) 등의 정도는 국가나 사회에 따라 상이하게 실현되었으며, 이에 따라 여성의 사회참여와 출산율 간에 상이한 관계가 나타날 수 있다는 것이다.

2. 양육비용과 출산율 간 관계에 대한 국내 실증연구

앞 소절에서 설명한 제 이론에 기초해, 그간 국내외에서 출산율에 영향을 미치는 결정요인에 대한 수많은 연구가 발표된 바 있다. 이들 선행연구는 인구학, 사회학, 사회복지학, 영육아 보육학, 행정학, 경제학 등 거의 모든 사회과학 분야에 걸쳐 있어 이들 연구를 모두 설명하는 것이 거의 불가능할 정도로 많은 연구가 진행되어왔다. 여기서는 본 연구의 주 관심대상인 보육 및 사교육과 관련된 국내 실증연구에 국한해 선행연구를 간략히 소개하기로 한다.

보육 및 사교육과 관련된 자녀 양육부담이 출산율 하락을 가져온다는 점은 국내 연구에서 오래전부터 지적된 바 있다. 김한곤(1993)은 우리 사회에서 1960년대 이후 진행된 출산율 하락이 자녀 관련 비용의 증가와 함께 진행되었다고 지적하고, 이 비용 증가는 입시경쟁으로 인한 사교육비 증가에서 비롯되었다고 주장했다. 즉 사교육비 증가가 출산을 앞둔 부부들에게 경제적 부담으로 인식되어 출산율 하락을 초래했다는 것이다. 최민자·김경미(2006)도 사교육에 대한 과도한 의존이 자녀 교육비용의 지나친 증가를 초래해 출산의지를 억제했다고 주장했다. 출산에 대한 의사결정에 있어서 사교육비의 중요성은 최근의 조사에서도 확인된다. 보건복지가족부(2009)에 따르면, 우리나라 부부들은 첫 자녀의 출산에 있어서 가장 중요하게 생각하는 사회적 여건으로 사교육비를 지목했으며, 한 자녀를 둔 20~39세 기혼여성들의 43.4%는 자녀 양육비 및 교육비 부담을 출산중단 사유로 들고 있었다. 노원·문상호(2010)도 우리 사회에서 출산과 관련해 가장 큰 관심사는 자녀의 보육비 및 교육비 부담이라고 주장했다. 이들의 조사에 따르면, 출산에 임해 가장 걱정되는 요인은 보육비 및 교육비 부담이 68.47%, 육아로 인한 경력 단절이 13.07%, 자기계발 기회의 박탈이 10.78%, 신혼생활 향유가 2.31%이었다. 일·가족 양립방안, 성역할 태도 및 저출산 문제에 대한 미혼 남녀의 인식을 조사한 엄명용·김효순(2011)의 연구에서도 양육비와 교육비용이 저출산 이유로 가장 많은 동의를 받았다.

이러한 양육부담에 대한 인식은 인구집단별로도 큰 차이가 없었다. 차승은(2008)은 첫째 자녀를 양육하면서 겪게 되는 보상과 비용이 둘째 자녀의 출산 계획에 있어서 주요한 결정요인임을 보이고, 특히 보육 및 사교육비용의 증가

가 저소득 계층은 물론이고 고소득 계층에서도 출산을 억제하고 있다고 주장했다. 차승은(2008)은 '2005년 전국 결혼 및 출산 동향 조사' 자료를 이용해서 이와 같은 결론을 도출했다. 서울시의 25개 자치구를 대상으로 출산장려금 정책의 효과를 분석한 석호원(2011)의 연구에서도 보육 및 사교육 비용부담이 주 출산 연령인 20대와 30대 중반 모두에 걸쳐 출산율에 부정적인 영향을 미쳤음이 확인되었다. 염명배·김경미(2011)의 분석결과에서도 군집집단에 관계없이 과도한 양육부담이 저출산의 가장 큰 원인으로 지목되었다. 염명배·김경미(2011)는 저출산 정책이 초점을 맞추어야 하는 핵심집단으로 가정보다 일을 우선시해 자녀 출산에 대한 부담이 많은 이삼십대 집단을 상정하고 있는데, 이들의 조사결과에 따르면 저출산 대책으로 가장 선호하는 정책유형으로 보육료 및 교육비 지원이 25.3%, 육아휴직 활성화가 15.4%, 양육수당 지급이 12.6% 순서로 응답되었다.

우리 사회에서 국민들이 장기간에 걸쳐 자녀의 사회화에 요구되는 비용 전체를 양육부담으로 인식하고 있어, 양육부담은 출산의지를 억제하는 효과를 가질 수밖에 없다. 막대한 양육부담은 자녀의 수보다 질이 더 중요하다는 사회적 인식으로 이어지고 있다(장혜경, 2005). 이 양육부담이 사회구조적인 것이라는 점에서 문제는 더욱 심각하다. 이채정(2009)이 지적하고 있는 바와 같이, 우리나라 일본에서는 노동시장 진입 시의 첫 위치에 따라 향후 노동시장에서의 지위가 결정되는 노동시장 분리현상(labour market segregation)이 종종 관찰된다. 그만큼 노동시장 진입 시의 첫 위치가 중요할 수밖에 없기 때문에 이 첫 위치를 높이기 위해서 두 나라의 부모들은 과도한 사교육비를 부담하면서 자녀의 경쟁력을 키우기 위해 노력한다. 그 결과로 두 나라의 부모들은 자녀의 수에 대한 선호를 낮추고 있다는 것이다.

비슷한 결론은 한국보건사회연구원(2009)에서도 확인된다. 보건사회연구원(2009)이 15~59세 기혼가구 중 자녀가 있는 가구를 대상으로 수행한 조사에 따르면, 2006년 기준 우리나라 부모들이 자녀 양육을 책임져야 한다고 인식하는 최종시점은 대학 졸업이 46.3%, 혼인이 27.0%, 취업이 11.9%일 정도로 양육부담을 많이 느끼고 있었다. 2009년 기준으로 대학 졸업, 혼인, 취업 시점이라고 응답한 비율은 각각 49.6%, 23.1%, 12.2%이었다. 이 순서는 약간의 차이는 있지만 지역, 소득, 성, 연령, 교육, 혼인 등의 독립변인들과 관계없이 일관성을 보이고 있어, 우리나라 가정은 대부분 자녀 양육의 책임한계를 자녀의 대학졸업 시점이나 혼인 시점까지로 상정하고 있는 것으로 나타났다. 자녀 양육의 책임한계가 장기간이 될수록 자녀 양육부담은 증가할 수밖에 없고, 그만큼 자녀의 수보다는 질이 중요하다는 인식이 확산되는 현상은 불가피하다고 하겠다.

한편 몇몇 선행연구는 취업여성의 양육부담 경감과 관련해 현재 보육시설의 취약성을 지적하고 공보육 정책의 필요성을 강조하고 있다. 유보경(2004)에 따르면, 1991년 영유아보육법이 제정된 이후 정부의 지속적인 보육시절 확충정책에 따라 보육시설은 급격히 증가하였으나 그 구체적 내용을 보면 여러 가지 문제점이 노정되고 있다. 특히 보육시설 수, 보육아동 수, 보육 재정 등에 있어서 민간 의존도는 지속적으로 커지고 있는 반면에 국공립시설의 비중은 계속 감소하고 있다. 또한 직장 보육시설의 비중은 정체상태에 있다. 유보경(2004)은 이를 타개하기 위해 공보육 시설의 확충이 시급하다고 주장한 바 있다. 비슷한 맥락에서, 안윤숙·이상호(2010)은 영유아 보육정책이 자녀 출산의지와 밀접한 관련성을 갖고 있다고 주장하고, 특히 국공립 보육시설의 확충이 가장 필수적인 보육정책이라고 주장했다. 이들의 조사결과에 따르면, 각종 보육정책 중 국공립 보육시설 확충이 최우선 순위인지를 묻는 질문에 대해서 '그렇다'와 '매우 그렇다'고 답한 비율이 각각 54.3%와 22.9%이었다. 국공립 보육시설 확충이 두 번째 우선순위인지를 묻는 질문에 대해서도 '그렇다'와 '매우 그렇다'로 답한 비율이 각각 66.7%와 33.3%이었다. 이들의 연구는 전국 광역시 중에서 저출산 현상이 가장 심각한 광주광역시의 국공립 어린이집에 자녀를 보내고 있는 학부모 295명을 표본으로 설정해 분석한 결과에 기초하고 있다.

이상의 논의를 종합한다면, 양육부담과 출산율의 관계는 다음과 같이 요약할 수 있다. 우리 사회에서 자녀 양육기간, 즉 자녀 양육부담이 발생하는 기간은 출산에서 대학졸업 또는 혼인 시점까지의 장기간으로 흔히 인식되고 있다. 이 과도한 자녀 양육부담 때문에 자녀의 수보다는 질이 중요하다는 사회적 태도가 형성되어 출산의지를 억제하고 있다. 자녀의 양육부담 중에서는 자녀의 보육비 및 교육비가 가장 핵심적인 변수로 간주되고 있다. 이러한 인식은 소득, 연령 등으로 구분한 인구집단들 간에 큰 차이가 없다. 따라서 자녀 보육 및 교육 관련 비용을 낮추기 위해서는 보육시설(특히 공보육 시설)의 확충과 사교육비의 감소가 선행되어야 한다는 주장이 설득력을 얻어왔다.

Ⅲ. 우리나라 자녀 양육환경의 현황과 변동추세

이절에서는 본격적인 계량분석에 앞서 우리나라 보육시설 및 사교육시설의 현황과 변동추세를 간략히 살펴본다. 이하의 실증분석에 사용된 자료는 주로

<표 1> 우리나라 출산/혼인/이혼 관련 지표: 연도별 변동추세

연도	출산율	혼인율		혼인연령		이혼율
		초혼	초혼+재혼	남성	여성	
2000	13.3	5.4	6.6	28.69	25.83	2.5
2001	11.6	5.0	6.1	28.96	26.10	2.8
2002	10.2	4.6	5.7	29.21	26.33	3.0
2003	10.2	4.7	5.9	29.58	26.61	3.4
2004	9.8	4.4	5.7	30.01	26.96	2.9
2005	8.9	4.8	6.5	30.87	27.72	2.6
2006	9.2	5.2	6.8	30.96	27.79	2.5
2007	10.0	5.4	7.0	31.11	28.09	2.5
2008	9.4	5.0	6.6	31.38	28.32	2.4
2009	9.0	4.7	6.2	31.61	28.71	2.5

주: 출산율, 혼인율 및 이혼율은 해당년도 출산아 수, 혼인 수, 이혼 수를 인구 수로 나눈 후 1,000을 곱한 수치임

통계청 국가통계포털(KOSIS: Korean Statistical Information Service of the Statistics Korea)에서 추출한다. 남녀 혼인연령 등 일부 자료에 대해서는 통계청의 마이크로데이터서비스시스템(mdss.kostat.go.kr)에서 제공되는 인구동향조사 자료의 혼인조사 자료를 활용하여 계산한다. 이하에서는 일부 예외적인 경우를 제외하고 시/군/구 232개 지역을 분석대상으로 설정한다.⁹⁾

<표 1>은 2000년 이후 우리나라 출산율, 혼인율, 남녀 혼인연령 및 이혼율의 연도별 변동추세를 보여주고 있다. 본 연구는 측정방법의 일관성을 유지하기 위해 출산율, 혼인율 및 이혼율을 해당지역에서 1년간 관측된 총 출생아 수, 총 혼인 수 및 총 이혼 수를 그 지역의 주민등록에 의한 연앙인구로 나눈 1,000인당 숫자로 측정한다.¹⁰⁾ <표 1>에 따르면, 출산율은 2007년을 제외할 경우 계속 감소하는 추세를 보이며 남녀 평균 혼인연령은 매년 예외 없이 증가하는 추세를 보이고 있다. 이와는 달리 혼인율은 초혼만을 대상으로 하든지 초혼과 재혼을 모두 포함하든지 뚜렷한 추세 없이 매년 약간씩 변동하고 있다. 이들 종합한다면, 최근 다소 호전되고 있지만 우리나라의 저출산, 만혼화 및 결혼희피 현상은 여전히 주목할 만한 사회문제라고 말할 수 있다. 다만 이혼율은 2000년대 초반과 비교해 약간 하락하고 있는 것으로 보인다.

9) 수원, 성남, 고양, 용인 등 일부 중소도시에 대한 구(區)별 지방세 자료가 없어, 본 연구는 이들 도시에 대해서는 구 단위 대신 시 단위를 분석대상으로 설정했다. 이 때문에 본 연구에서 사용된 횡단면 단위의 숫자는 실제 우리나라 시/군/구 숫자보다 적다.

10) 이 정의는 혼인출산 통계의 가장 기초적인 지표로 흔히 사용되는 조출산율, 조혼인율 및 조이혼율에 해당한다.

<표 2> 우리나라 보육/사교육시설 관련 지표: 연도별 변동추세

연도	1,000인당 사업체 수			보육시설	보육시설
	보육시설	유아교육기관	사교육시설	규모지표(1)	규모지표(2)
2000	0.29	0.18	1.30	4.59	0.93
2001	0.26	0.22	1.32	4.47	0.93
2002	0.26	0.23	1.40	4.52	0.93
2003	0.28	0.24	1.48	4.49	0.93
2004	0.30	0.24	1.50	4.65	0.92
2005	0.30	0.29	1.54	5.06	0.90
2006	0.44	0.18	1.57	5.89	0.86
2007	0.48	0.18	1.60	6.04	0.85
2008	0.53	0.16	1.65	6.18	0.85
2009	0.56	0.16	1.66	6.42	0.83

주: 보육시설 규모지표(1)은 보육시설 사업체당 종사자수를, 보육시설 규모지표(2)는 보육시설 중 종사자 10인 미만 사업체가 차지하는 비율을 의미함

<표 2>는 우리나라 보육시설 및 사교육시설 사업체 수와 함께 보육시설의 규모에 대한 두 가지 지표를 보고하고 있다. 이들 통계자료는 통계청의 전국사업체조사에서 수집해 계산한 것이다. <표 2>에서 보육시설은 전국사업체조사의 보육시설 운영업(산업코드=87210)에 해당하며, 사교육시설은 전국사업체조사의 일반교과학원(산업코드=85501)과 예술학원(산업코드=85620)을 합한 것이다. 전국사업체조사에 제시된 유아교육기관(산업코드=85110)은 유치원 등 유아 대상 교육기관을 포괄하고 있는데, 우리나라에서 유아교육기관이 대다수 사교육업체이면서도 일부 보육기능도 갖고 있는 현실을 감안해 별도의 항목으로 구분한다. 앞서 설명한 바와 같이, 본 연구는 지역별 보육시설의 평균규모를 두 가지 지표로 측정한다. 보육시설 규모지표(1)은 보육시설 사업체당 종사자 수이며, 보육시설 규모지표(2)는 보육시설 중 종사자가 10인 미만인 사업체가 차지하는 비율에 해당한다. 특정지역에서 보육시설 규모지표(1)이 클수록, 보육시설 규모지표(2)가 작을수록 그 지역의 보육시설 평균규모가 크다는 뜻이 된다.

<표 2>에 따르면, 인구 1,000인당 보육시설 사업체 수는 매년 꾸준히 증가한 반면, 인구 1,000인당 유아교육기관은 2000년대 중반이후 대폭 감소했다. 유아교육기관의 감소 현상은 출생아 또는 영유아 수의 감소에 따른 공급 조절의 결과로 판단된다. 우리나라 출생아 수는 2000년 634,501명에서 2009년 444,849명으로 약 30% 감소했는데, 이에 따른 유아교육에 대한 수요 감소가 공급자인 유아교육기관의 감소를 가져왔다는 것이다.¹¹⁾ 이와는 달리 출생아 수의 감소에

11) 유아교육기관의 급감 현상은 통계자료 집계방법의 변경에 따른 착시일 수도 있다. 보육시설 운영

〈표 3〉 조직형태별 보육시설 현황: 2010년 기준

구분	시설수		아동수	
	개소	(비중)	정원	(비중)
국공립	2,034	5.3%	153,792	9.9%
법인	1,468	3.9%	143,841	9.2%
민간				
소계	14,677	38.6%	890,733	57.2%
법인 외	888	2.3%	62,698	4.0%
개인	13,789	36.3%	828,035	53.2%
부모협동	74	0.2%	2,226	0.1%
가정	19,367	50.9%	337,900	21.7%
직장	401	1.1%	28,316	1.8%
합계	38,021	100.0%	1,556,808	100.0%

자료: 보건복지부(2011) 《2010년 보육통계》

주: 위 보육시설은 유치원 등 유아교육기관을 제외하고 있음

도 불구하고 보육시설이 지속적으로 증가한 현상은 보육수요의 증가 탓도 일부 있겠지만 보다 근본적으로 정부의 출산장려정책이 작동한 결과로 판단된다. 보건복지부(2011)에 따르면, 우리나라 국공립 보육시설은 2000년 1,295개에서 2010년 2,034개로 증가했지만 전체 보육시설에서 차지하는 비중은 2000년 6.7%에서 2010년 5.3%로 오히려 감소했다. 이에 따라 민간 보육시설, 특히 개인 보육시설이 국공립 보육시설의 부족에 기인한 보육서비스 공급의 공백을 메우는 역할을 수행했다고 하겠다. 〈표 3〉에서 볼 수 있듯이, 개인 보육시설은 2010년 기준 가정보육을 제외한 보육시설 중 약 75%를 차지할 정도로 큰 비중을 차지하고 있다. 민간 보육시설에 대한 정부의 재정지원이 없었다면 이와 같은 개인 보육시설의 급증 추세는 없었을 가능성이 크다고 하겠다.

〈표 2〉에서 보육시설 규모지표(1), 즉 보육시설 사업체당 종사자 수는 2000년 4.59명에서 2009년 6.42명으로 꾸준히 증가하고 있다. 또한 보육시설 규모지표(2)의 감소 추세에서 볼 수 있듯이, 종사자 수 10인 미만 보육시설 사업체 비율도 꾸준히 감소하고 있다. 다시 말해, 우리나라 보육시설 사업체의 평균규모가 점차 커지고 있는 추세를 확인할 수 있다. 하지만 2009년에서조차도 보육

업과 유아교육기관 사업체 수는 2005년 각각 14,719개와 13,919개이었으나, 2006년 각각 21,607개와 8,739개로 급격히 바뀌었다. 이는 2006년 이후 일부 유아교육기관이 보육시설 운영업에 포함되어 집계된 결과로 발생한 현상일 수 있다. 실제로 우리나라에서는 유아교육기관이 보육기능을 겸하고 있는 경우가 적지 않아 유아교육기관을 보육시설과 엄격히 구분하는 것이 쉽지 않다. 이와 같은 문제점을 감안해 본 연구는 유아교육기관을 보육시설 운영업에 추가해 회귀분석을 수행해보았다. 하지만, 〈표 7〉과 〈표 8〉에서 유아교육 관련 변수를 보육시설 관련 변수에 합산해 회귀분석을 수행하더라도 그 계수 추정값의 부호나 통계적 유의성에는 거의 변화가 없었다. 이하에서는 보육시설과 유아교육기관을 구분해 논의를 전개하기로 한다.

<표 4> 우리나라 시도별 출산율, 혼인율 및 양육인프라 평균값: 2009년 기준

시도명	출산율	혼인율 (5개년 평균)	1,000인당 사업체 수			보육시설	보육시설
			보육시설	유아교육 기관	사교육 시설	규모지표 (1)	규모지표 (2)
서울특별시	8.8	7.04	0.41	0.08	1.52	6.91	0.79
부산광역시	7.1	5.43	0.46	0.10	1.69	6.79	0.82
대구광역시	7.8	5.43	0.46	0.12	2.34	7.40	0.75
인천광역시	9.0	6.49	0.42	0.12	1.23	6.77	0.82
광주광역시	9.2	5.82	0.73	0.17	2.43	6.56	0.79
대전광역시	9.4	6.28	0.74	0.14	1.73	5.49	0.89
울산광역시	9.9	6.52	0.48	0.16	2.11	6.66	0.81
경기도	10.0	6.91	0.70	0.16	1.55	5.61	0.89
강원도	8.0	5.53	0.54	0.25	1.64	6.88	0.80
충청북도	9.1	5.98	0.56	0.21	1.65	7.14	0.76
충청남도	9.5	6.43	0.53	0.24	1.27	6.72	0.80
전라북도	8.2	5.44	0.64	0.26	1.79	7.06	0.76
전라남도	8.3	5.17	0.53	0.26	1.41	7.65	0.72
경상북도	8.4	5.66	0.52	0.24	1.66	6.67	0.81
경상남도	9.4	6.21	0.72	0.20	1.96	5.74	0.86
제주도	9.7	6.10	0.85	0.20	2.09	8.52	0.67

주: 각 변수의 정의는 <표 1>과 <표 2>의 주 또는 본문을 참조

시설 사업체당 종사자 수가 6.42명에 불과하며 종사자 수 10인 미만인 보육시설 사업체가 83%에 달할 정도로 우리나라 보육시설은 여전히 영세성을 면치 못하고 있다. 보육서비스의 성격상 소규모 사업체가 갖는 이점도 존재하지만 지나친 소규모 사업체 편중현상은 보육서비스 수요자의 선택권을 제한한다는 점도 분명하다. 대규모 보육시설은 규모와 범위의 경제를 활용해 비용을 절감할 수 있을 뿐 아니라 24시간 보육체제 등 다양한 보육서비스를 제공할 수 있는 여력을 가질 수도 있다.

<표 4>는 2009년 기준 우리나라 시도별 출산율, 혼인율 및 보육시설 현황을 보고하고 있다. 혼인율로는 2004~2008년 5개년에 걸친 혼인율의 평균값을 제시하고 있는데, 이는 혼인과 자녀 출산 간의 간격을 고려하기 위해서이다. <표 4>에서 무엇보다 주목되는 사실은 각 변수의 지역별 평균값이 시도별로 상당한 편차를 보이고 있다는 점이다. 제주도의 인구 1,000인당 보육시설 사업체 수(0.85개)는 서울시(0.41개)보다 2배 이상 많았고, 제주도의 보육시설 사업체당 종사자 수(8.52명)는 대전시(5.49명)보다 50% 이상 많았다. 출산율, 혼인율 등 여타 변수값에서도 상당한 지역 간 편차가 관찰된다. 이는 분석방법 차원에서 보다 정확한 추정결과를 도출할 수 있음을 뜻하기도 하지만 출산율 촉진을 위

한 정책수단이 작동할 수 있다는 의미도 될 수 있다. 어떤 지역의 출산율이 타 지역보다 상대적으로 높았던 원인을 규명한다면 타 지역의 출산여건을 개선할 수 있는 방안도 자연스럽게 도출될 수 있기 때문이다. 본 연구의 실증분석도 여기에 초점을 맞추고 있다고 하겠다. 만약 변수값, 예를 들어 인구 1,000인당 보육 시설 사업체 수의 지역 간 편차가 거의 없다면 이 변수가 출산율에 영향을 미친 정책변수가 되지 못할 공산이 크다고 하겠다.

IV. 분석방법

1. 실증분석모형

본 연구의 정책변수인 자녀 양육환경이 출산율(BR)에 미친 영향을 분석하기 위해서 본 연구는 아래와 같은 회귀방정식 모형을 설정한다.

$$BR_i = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j PV_i^j + \sum_{k=1}^K \gamma_k Z_i^k + \epsilon_i \quad (1)$$

위 식에서 i 는 i 번째 시/군/구 지역을 의미한다. PV 은 해당 지역의 보육시설 및 사교육시설 관련 변수이며, Z 는 출산율에 영향을 미칠 수 있는 여타 지역특성변수를 의미한다. 보육시설 및 사교육시설 관련 변수로는 인구 1,000인당 보육시설 사업체 수, 인구 1,000인당 유아교육기관 사업체 수, 인구 1,000인당 사교육시설 사업체 수를 고려한다. 또한 사업체 수를 종사자 수로 대체한 모형도 추정한다. 앞서 지적한 바와 같이, 유아교육기관을 별도의 변수로 분리한 이유는 우리나라에서 유아교육기관이 사교육의 성격도 갖지만 보육시설의 역할도 일부 수행하는 현실을 반영하기 위해서이다. 아울러 보육시설 규모지표 변수도 추가적인 정책변수로 고려한다.

만약 보육시설 사업체 수 또는 종사자 수의 계수 추정값이 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는다면 풍부한 보육시설이 출산율에 긍정적 영향을 미친다는 가설이 지지된다. 사교육시설 사업체 수 또는 종사자 수의 계수 추정값이 통계적으로 유의한 음의 값을 갖는다면 과도한 사교육비에 대한 예측이 출산율에 부정적 영향을 미친다는 뜻이 된다. 보육시설 규모지표(1)이 통계적으로 유의

한 양의 값을 갖는다면, 또는 보육시설 규모지표(2)가 통계적으로 유의한 음의 값을 갖는다면, 해당지역에 소재한 보육시설의 평균규모가 상대적으로 클수록 그 지역의 출산율이 높다는 의미로 해석될 수 있다.

2. 통제변수

보육시설 및 사교육시설 이외에도 다양한 요인이 지역별 출산율에 영향을 미칠 수 있다.¹²⁾ 본 연구에서는 직전 5개년 평균 혼인율, 직전 5개년 평균 남녀 혼인연령, 이혼율 등 혼인 관련 변수를 설명변수로 고려한다. 혼인과 관련된 세 변수, 즉 혼인율, 남성 혼인연령, 여성 혼인연령에 대해서 직전 5개년 평균값을 사용한 이유는 혼인과 출산 간에 존재하는 간격을 충분히 고려하기 위해서이다.¹³⁾ 본 연구는 혼인율을 초혼과 재혼을 모두 포함한 전체 혼인율로 정의한다. 엄명용·김효순(2011)이 언급한 바와 같이, 이혼 부부의 증가도 종종 저출산의 이유로 제시되고 있다. 본 연구도 해당 지역에서 이혼율이 높으면 출산에 대한 부정적 인식이 생겨날 수 있다고 판단해 이혼율을 출산율 결정요인의 하나로 고려한다.

출산율에 관한 선행연구에 따르면, 출산과 관련한 양육비용은 자녀의 사회화 기간 전체에 걸쳐서 소요되는 총비용을 의미하며, 이 총비용에는 주거를 비롯한 생활비용을 제외하더라도 나머지 직접비용, 간접비용, 사회적 비용이 모두 포함되어야 한다. 수요이론과 위험과 기회 이론에 따르면, 출산은 자녀의 보육과 교육에 소요되는 직접비용뿐만 아니라 노동시장 재진입과 경제적 안정의 확보와 같은 간접비용을 야기한다. 젠더형평이론은 출산이 일·가정의 양립을 가능하게 하는 육아 휴가 및 수당 등 사회적 비용을 발생시킨다는 점을 지적한다. 출산과 관련된 논의에서 총비용 개념이 적용되어야 한다는 점은 출산장려정책들에 대한 다수의 선행연구들에서 입증된 바 있다.

직접비용의 관점에서 가장 중요한 항목은 보육 및 교육 관련 비용이며 본 연구의 정책변수에 해당한다. 최근 대다수 지방자치단체가 도입한 출산장려금도 직접비용에 대한 금전적 지원으로 간주할 수 있다. 하지만 선행연구에 따르면, 출산장려금과 같이 일회성에 그치는 금전적 지원은 출산율에 유의미한 영향을

12) 김승권(2004)은 출산율 변화의 원인에 대한 상세한 설명을 제공하고 있다.

13) 류기철·박영화(2009)에 따르면, 결혼여성의 출생코호트와 관계없이 결혼 이후 1년 이내에 약 절반 정도의 여성이 첫 자녀를 출산하며 또한 약 90% 전후의 여성들이 결혼 후 3~4년 내에 첫 출산을 경험하고 있다. 본 연구는 5개년 이외에 다양한 기간평균을 시도해 보았지만 정책변수의 추정결과에는 큰 차이가 발견되지 않았다.

미치지 못한 것으로 나타났다(신효영·방은령, 2008; 석호원, 2011). 특히 석호원(2011)은 출산장려금이 합계출산율, 출생아 수 및 연령별 출산율에 아무런 영향을 미치지 못했다고 주장하고, 출산장려금 정책에 대한 회의적 시각에도 불구하고 동 정책이 전국적으로 급속하게 확산되는 추세에 대해 우려를 표명한 바 있다. 이들 선행연구를 반영해, 본 연구는 현재 지방자치단체가 도입해 시행하고 있는 일회성 출산지원정책을 고려하지 않기로 한다. 즉 보육비나 사교육비의 절감과 같이 보육과 교육의 전 기간에 걸쳐 발생하는 비용항목과 관련된 출산지원시책들만이 출산율에 영향을 미칠 수 있다고 가정한다.

간접비용의 관점에서 선행연구들은 고용의 확대와 안정이 여타의 저출산 대책들보다 효과적인 수단이라는 사실을 지적하고 있다(김홍배·최준석·오동훈, 2008; 장동호, 2009). 비정규직의 확산, 저임금의 불안정한 고용상태, 열악한 노동환경 등과 같은 고용의 질 저하가 저출산과 관련이 있다는 점도 지적되어 왔다(김사현, 2009; 김정호, 2009). 기혼부부의 직업이나 소득이 출산율에 영향을 미치는 변수라는 점도 선행연구들에서 지적된 바 있다. 예를 들어, 안윤숙·이상호(2010)는 직업이 안정적인 부모들이 소득 또한 안정적이어서 아이를 양육하는데 어려움이 없기 때문에 자녀 출산의지가 높다고 주장했다. 하지만 소득이 출산율에 미치는 효과가 불확실하다는 견해도 존재한다(석호원, 2011). 이와 같은 선행연구를 고려해, 본 연구는 1인당 지역소득 수준과 남녀 고용률을 통계변수로 포함시킨다. 우리나라에서는 시/군/구 단위에 대한 1인당 지역내총생산 자료가 제공되지 않기 때문에, 1인당 지방세 납부액을 1인당 지역소득의 대리변수로 사용한다. 남녀 고용률도 시/군/구 단위에 대해 공식 통계자료가 존재하지 않아 해당지역 사업체 종사자 수를 주민등록인구 수로 나누어 간접적으로 산정한다. 이들 변수는 지역별 출산율에 영향을 미칠 수 있다고 판단되며 해당 통계자료를 공개적으로 수집할 수 있는 변수에 해당한다.¹⁴⁾

사회적 비용의 관점에서 각종 사회·문화적 요인이 출산율에 영향을 미칠 수 있다. 셰네(Chesnais, 1996)는 이탈리아와 독일에서 관찰되는 저출산 추세와 영국과 스웨덴에서 관찰되는 상대적인 고출산 현상에 대한 비교연구를 통해 이와

14) 우리나라 지역 특성상 권역별로 출산에 대한 사회적 인식이 다를 수 있다. 예를 들어, 영호남 권역은 수도권과 비교해 혼인부부의 입장에서 다자녀 출산에 대한 사회적 압박이 심할 수 있다. 이와 같은 권역별 사회적 인식의 차이를 고려하기 위해 본 연구는 권역별 더미변수를 설명변수로 포함시켜 추정해보았다. 권역은 수도권(서울/인천/경기), 강원권, 충청권(대전/충북/충남), 호남권(광주/전북/전남/제주), 영남권(부산/대구/울산/경북/경남)으로 구분했다. 추정결과 권역별 더미변수의 계수 추정값은 대부분 통계적 유의성을 갖지 않았다. 다시 말해, 다른 설명변수를 통제했을 때 권역에 다른 출산율의 차이가 발견되지 않았다. 이와 같은 관찰을 토대로 본 연구는 권역별 더미변수를 설명변수에서 제외했다.

같은 국가 간 차이가 부부 모두의 양육참여를 촉진하는 제도에 있다고 주장했다. 즉 영국과 스웨덴에서는 부부 모두의 노동참여와 육아분담, 육아와 관련된 복지 급여와 서비스의 제공 등 제도적 기반이 조성되어 있었다는 것이다. 김형준(2008)은 탈상표화와 탈가족화의 정도라는 측면에서 한국을 젠더분리형의 국가로 진단한 뒤 남성과 여성 모두를 육아와 노동의 주체로서 상정하는 젠더통합적인 정책의 필요성을 촉구한 바 있다. 하지만 이들 연구가 지목하는 사회·문화적 요인은 우리나라 전체에 영향을 미치는 것으로서 본 연구의 대상인 지역별 출산율 차이를 설명하는 데에는 적절하지 못하다. 따라서 본 연구는 사회적 비용의 관점에서 제시된 요인을 분석변수로 고려하지 않는다.

본 연구에서는 혼인 관련 변수들이 회귀모형의 설명변수로 포함되어 있기 때문에 여타 경제, 사회, 문화적 요인이 이들 혼인 관련 변수를 통해 간접적으로 출산율에 미치는 효과를 측정할 수 없다. 예를 들어, 보육시설 및 사교육시설 관련 변수의 계수 추정값은 혼인 관련 변수를 통제한 상태에서 이들 변수가 출산율에 미치는 직접적 한계효과만을 측정한다는 점에 유의할 필요가 있다.

3. 추정방법

본 연구는 위 회귀모형을 통상 최소자승추정법(OLS: ordinary least squares estimation method)을 적용해 추정한다. 횡단면 분석의 경우에는 OLS의 기본가정 중 등분산성(homoscedasticity)이 위배될 수 있기 때문에, 이분산(heteroscedasticity) 검정을 수행한다. 만약 이분산이 확인되면 통상적인 방법을 따라 표준오차가 일치성을 갖도록 조정해주기로 한다. 그런데 본 연구의 핵심적 정책변수인 보육시설 사업체 수 또는 종사자 수는 내생변수로서 오차항과 상관관계를 가질 가능성이 있다. 예를 들어, 해당지역의 출산율이 증가하면 향후 보육수요가 증가할 것으로 예측되어 보육시설이 늘어날 수 있다. 풍부하고 질 좋은 보육시설이 출산율을 증가시킬 수 있지만, 반대로 출산율의 증가가 보육시설의 확대를 초래할 수 있다는 것이다. 설명변수 중 내생변수가 존재하면 OLS 추정량은 불편성과 일치성을 상실한다. 이와 같은 내생성 문제를 해소하기 위해서 본 연구는 위 회귀모형을 OLS와 함께 도구변수(IV: instrumental variable) 추정법을 적용해 추정해 보기로 한다. 특히 도구변수 추정법을 적용할 때 도구변수로는 직전년도의 보육시설 사업체 수 또는 종사자 수를 사용한다. 보육시설 규모지표 변수에 대해서도 동일한 방식으로 OLS와 IV 추정법을 함께 적용한다.

V. 분석결과

1. 분석변수의 요약통계량

〈표 5〉는 각 변수들의 요약통계량을 보여주고 있다. 〈표 5〉에 따르면, 우리나라 출산율 평균값은 2009년 기준 8.24명이었으며, 2004~2008년 5개년 평균 혼인율과 이혼율은 각각 5.84명과 2.37명이었다. 다시 말해, 2009년 기준 우리나라 인구 1,000인당 평균 출생아 수가 8.24명이었으며, 2004~2008년 기간 중 평균적으로 인구 1,000인당 5.84명이 결혼했고 2.37명이 이혼했다. 이미 잘 알려져 있는 바와 같이, 혼인율과 비교해 출산율이 상당히 낮고 이혼율이 상대적으로 높은 현상이 재차 확인된다. 남성 혼인연령과 여성 혼인연령의 5개년 평균값은 각각 30.98과 27.62이었다. 이들 출산 및 혼인 관련 통계에서 주목되는 관찰결과 중의 하나는 각 통계값에 있어서 지역 간에 상당한 편차가 존재한다는 점이다. 예를 들어, 출산율의 최대값과 최소값은 16명과 4.4명으로 출산율이 가장 높은 지역은 가장 낮은 지역보다 인구 1,000인당 출생아 수가 거의 4배나 많았다. 혼인율도 출산율보다는 다소 덜했지만 최대값이 최소값의 2배 이상에 달해 지역 간 편차가 컸다. 〈표 5〉의 평균값은 각 시/군/구 지역별 변수값을 평균한 것이기 때문에, 전국을 대상으로 계산한 〈표 2〉와 다소 차이가 있다.

〈표 5〉에서 인구 1,000인당 보육시설 사업체 수와 종사자 수의 평균값은 각각 0.51과 3.49이었다. 유아교육기관(사교육시설)의 경우에 그 수치는 각각 0.23(1.41)과 1.11(3.51)이었다. 이는 2009년 기준 우리나라 보육시설 사업체가 평균적으로 유아교육기관보다 2배 이상 많았고 사교육시설 사업체는 보육시설보다 2.8배 가량 많았음을 의미한다. 보육시설 규모지표(1)과 (2)의 평균값은 각각 7.21과 0.77이었다. 즉 2009년 기준 우리나라 보육시설에는 평균적으로 7.21명의 종사자가 근무하고 있었고, 전체 보육시설 중 77%가 10명 미만의 종사자를 보유하고 있었다. 출산 및 혼인 관련 통계와 마찬가지로, 보육시설 및 사교육시설 관련 통계에서도 지역 간에 상당한 편차가 공통적으로 관찰된다. 예를 들어, 인구 1,000인당 보육시설 사업체 수의 최대값과 최소값은 각각 1.28과 0.15이며 최대값이 최소값보다 8.5배 가량 컸다. 〈표 5〉에서 제시된 경제변수에서도 비슷한 현상이 관찰된다. 1인당 지방세나 남녀 고용률 모두 최대값과 최소값의 격차가 매우 컸다. 한편 〈표 5〉에서 남녀 고용률이 1보다 큰 지역이 존재한 이유는 어떤 시/군/구 지역에 거주하는 사람이 다른 지역, 특히 중심

<표 5> 요약통계량

변수명	평균	표준편차	최대값	최소값
출산율	8.24	2.01	16.00	4.40
1,000인당 보육시설 사업체수	0.51	0.21	1.28	0.15
1,000인당 보육시설 종사자수	3.49	1.19	9.06	1.40
1,000인당 유아교육기관 사업체수	0.23	0.13	0.68	0.04
1,000인당 유아교육기관 종사자수	1.11	0.38	4.46	0.20
1,000인당 사교육시설 사업체수	1.41	0.55	3.62	0.20
1,000인당 사교육시설 종사자수	3.51	1.58	9.36	0.26
보육시설 규모지표(1)	7.21	1.23	10.70	4.28
보육시설 규모지표(2)	0.77	0.12	1.00	0.40
혼인율 (직전 5개년 평균)	5.84	1.11	9.14	4.03
남성 혼인연령 (직전 5개년 평균)	30.98	0.45	32.44	29.57
여성 혼인연령 (직전 5개년 평균)	27.62	0.64	29.27	26.09
이혼율	2.37	0.42	3.80	1.20
1인당 지방세 (십만원)	33.18	22.68	132.49	3.40
남성 고용률	0.56	0.37	4.07	0.19
여성 고용률	0.42	0.26	3.22	0.15

주: 각 변수의 정의는 본문을 참조

상업지역에서 고용되어 일할 수도 있기 때문이다.

<표 6>은 몇몇 주요 변수들 간 상관계수를 계산한 결과를 보여주고 있다. 출산율은 보육시설 사업체 수와 5개년 평균 혼인율과는 강한 양의 상관관계를, 사교육시설 사업체 수, 보육시설 규모지표(2), 1인당 지방세와는 약한 양의 상관관계를, 기타 변수와는 음의 상관관계를 갖고 있다. 출산율이 보육시설 사업체 수, 혼인율, 1인당 지방세와 양의 상관관계를 갖고 있다는 점은 사전적 예측과 대체로 일치한다. 한편 출산율이 보육시설 규모지표(1)과는 음의 상관관계를, 보육시설 규모지표(2)와는 양의 상관관계를 갖고 있다는 점은 영세한 소규모 보육시설이 많을수록 출산율이 높다는 의미가 되어 일반적 상식과 부합하지 않는다. 하지만 보육시설 규모지표(1)과 (2)는 보육시설 사업체 수와 각각 음과 양의 상관관계를 갖고 있다. 다시 말해, 보육시설 사업체 수가 많을수록 사업체 당 종사자 수는 적고 종사자 10인 미만을 고용한 보육시설 비율이 많아지는 경향이 있다. 따라서 보육시설 사업체 수를 통제한 상태에서 보육시설 규모지표와 출산율 간의 관계를 분석해야 보육시설 규모지표가 출산율에 미친 영향에 대한 결론을 도출할 수 있다고 하겠다. 이를 위해서는 회귀분석을 수행할 필요가 있다.

<표 6> 주요 변수간 상관계수

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)
(a)출산율							
(b)보육시설 사업체 수	0.548*						
(c)유아교육 사업체 수	-0.258*	-0.166*					
(d)사교육시설 사업체 수	0.249*	0.409*	-0.498*				
(e)보육시설 규모지표(1)	-0.332*	-0.595*	0.239*	-0.256*			
(f)보육시설 규모지표(2)	0.241*	0.434*	-0.167*	0.145*	-0.847*		
(g)혼인율	0.799*	0.390*	-0.449*	0.218*	-0.350*	0.257*	
(h)1인당 지방세	0.292*	0.298*	0.345*	-0.099*	0.003	0.022	0.152*

주: 보육시설/유아교육기관/사교육시설 사업체 수는 1,000인당 사업체 수를 의미하며, 나머지 변수의 정의는 이전과 동일함. *는 5% 유의수준에서 두 변수 간 상관관계가 없다는 귀무가설이 기각됨을 의미함

2. 추정결과

<표 7>은 앞 절에서 설정한 회귀모형을 추정한 결과를 보여주고 있다. <표 7>에서 모형(1)과 (2)는 OLS를, 모형(3)과 (4)는 IV 추정법을 적용한 것이다. 모형(1)과 (2)에 대해 이분산 검정을 수행한 결과 등분산 가정이 기각되지 않아 표준오차를 조정하지 않았다.¹⁵⁾ 모형(1)과 (3)은 보육시설 및 사교육시설 사업체 수를 정책변수로 설정한 모형이며, 모형(2)와 (4)는 사업체 수 대신에 종사자 수를 사용한 모형이다. 모든 모형에서 조정 결정계수(adjusted R^2) 값은 0.77~0.78 사이에 위치해 횡단면 분석이라는 점을 고려하면 모형 적합도가 상당히 높은 편에 속한다. 또한 OLS와 IV 추정법을 사용한 추정결과가 거의 동일하기 때문에, 이하에서는 특별히 명시하지 않은 한 IV 추정법을 사용한 추정결과에 기초해 추정결과를 해석하기로 한다.

<표 7>에서 가장 주목되는 관찰결과는 보육시설 및 사교육시설 관련 변수의 계수 추정값이다. <표 7>에 따르면, 보육시설 사업체 수와 종사자 수의 계수 추정값은 모두 양의 부호를 갖고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.¹⁶⁾ 반면에

15) 이분산 검정은 Breusch-Pagan/Cook-Weisberg 검정에 기초했으며, 검정통계량(χ^2) 값은 모형(1)과 (2)에서 각각 0.39와 0.16이었다. 이 값은 10% 수준에서도 등분산 가정을 기각하지 못했다. <표 8>의 모형(1)과 (2)에서도 이분산성이 없는 것으로 나타났다. 각 모형의 검정통계량(χ^2) 값은 각각 0.03과 0.19로 10% 수준에서도 통계적 유의성이 없었다.

16) 본 연구는 내생성 문제를 해결하기 위한 또 다른 대안으로 과거 5개년 보육시설 및 유아교육기관 관련 변수의 평균값을 사용해 보았다. 예를 들어, 2009년 기준 1,000인당 보육시설 사업체 수 대신에 2004~2008년 기간 중 1,000인당 보육시설 사업체 수 평균값을 사용해 보았다. 2009년 출산율이 2004~2008년 기간에 걸친 보육시설 사업체 수에 영향을 미쳤을 가능성은 적을 것이기 때문에 이 대안은 유용할 수 있다고 판단된다. 추정결과에 따르면, 보육시설 관련 변수의 계수 추정값은 여전히 양의 부호를 갖고 통계적으로 유의했다. 예를 들어, <표 7>의 모형(1)과 (2)에

<표 7> 회귀모형 추정결과 (1) (종속변수: 출산율)

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
	OLS	OLS	IV	IV
1,000인당 보육시설 사업체 수	1.974*** (0.405)		1.904*** (0.417)	
1,000인당 보육시설 종사자 수		0.354*** (0.065)		0.350*** (0.068)
1,000인당 유아교육 사업체 수	-0.191 (0.859)		-0.269 (0.869)	
1,000인당 유아교육 종사자 수		0.069 (0.181)		0.085 (0.254)
1,000인당 사교육 사업체 수	0.055 (0.190)		0.064 (0.190)	
1,000인당 사교육 종사자 수		0.049 (0.065)		0.051 (0.066)
혼인율(직전 5개년 평균)	1.361*** (0.089)	1.405*** (0.084)	1.363*** (0.089)	1.405*** (0.084)
남성 혼인연령(직전 5개년 평균)	-0.575** (0.229)	-0.513** (0.204)	-0.573** (0.229)	-0.512** (0.206)
여성 혼인연령(직전 5개년 평균)	-0.460** (0.188)	-0.428** (0.172)	-0.470** (0.189)	-0.428** (0.172)
이혼율	-0.668*** (0.187)	-0.649*** (0.183)	-0.665*** (0.188)	-0.642*** (0.189)
1인당 지방세	0.007* (0.004)	0.006 (0.004)	0.007* (0.004)	0.006 (0.004)
남성 고용률	0.566 (0.521)	0.411 (0.509)	0.559 (0.521)	0.413 (0.509)
여성 고용률	-1.339* (0.733)	-1.394* (0.708)	-1.339* (0.733)	-1.398** (0.709)
상수항	31.402*** (6.520)	27.957*** (6.098)	31.629*** (6.526)	27.933*** (6.251)
Adjusted R ²	0.771	0.777	0.771	0.777

주: (1) 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, 관찰값 수는 232개임

(2) * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

유아교육기관과 사교육시설 관련 변수의 계수 추정값은 통계적 유의성을 갖고 있지 않다. 이는 사업체 수나 종사자 수로 측정한 보육시설의 양적 규모가 출산율에 영향을 미친 반면 사교육시설로 측정한 사교육비 규모는 출산율에 영향을 미치지 못했음을 의미한다. 사교육시설 사업체 수나 종사자 수는 사교육비에 대한 불완전한 대리변수이다. 따라서 이 추정결과는 사교육비가 출산율에

서 과거 5개년 보육시설 사업체 수와 종사자 수의 평균값을 사용한 경우, 각각의 계수 추정값은 2.506과 0.445이며 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 유아교육기관을 제외한 여타 설명변수들에 서 부호와 통계적 유의성이 바뀌는 경우는 없었다.

영향을 미치지 못했을 가능성을 암시하는 잠정적 결론 정도로 해석할 필요가 있다. 유아교육기관은 보육시설과 사교육시설의 성격을 모두 갖고 있어 출산율에 명확한 영향을 미치지 못한 것으로 보인다. 모형(3)과 (4)의 추정결과에 따르면, 인구 1,000인당 보육시설 사업체(종사자) 수가 0.5개(1명) 증가하면 해당 지역의 출산율은 0.987(0.354)만큼 증가한다는 예측이 가능하다. <표 5>에서 살펴봐왔듯이, 2009년 기준 우리나라 인구 1,000인당 보육시설 사업체(종사자) 수의 최대값과 최소값은 각각 1.28(9.06)과 0.15(1.40)이었기 때문에, 이 정도 수준의 사업체 및 종사자 수 증가는 충분히 달성할 수 있는 정책대안으로 판단된다.

<표 7>에서 직전 5개년 평균 혼인율의 계수 추정값은 모형에 따라 1.3~1.4에 걸쳐 있어, 해당지역에서 혼인이 1건 증가함에 따라 그 지역의 출산율이 1.3~1.4만큼 증가한 사실이 확인된다. 이 수치는 우리나라 합계출산율 수준과도 비슷해 본 연구의 추정결과가 신뢰성을 갖고 있음을 알 수 있다. 남녀 혼인연령의 계수 추정값은 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있어, 남녀 혼인연령의 증가, 즉 만혼화가 출산율 하락에 기여했음을 알 수 있다. 이 관찰결과에서 주목되는 사실은 여성 혼인연령뿐만 아니라 남성의 혼인연령도 출산율에 영향을 미쳤다는 점이다. 이는 남성의 혼인연령이 증가하면 결혼기간 중 남성이 소득을 창출할 수 있는 기간이 단축되며 이를 예상한 부부가 출산에 소극적이기 때문에 나타난 현상으로 판단된다. 이혼율의 계수 추정값은 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있어, 주변에서 이혼부부가 많이 관찰될 경우에 기혼부부는 출산에 소극적일 수 있음을 유추해볼 수 있다. 이상의 결과는 우리나라 출산율을 제고하기 위해서는 혼인율을 높이고 남녀 만혼화를 억제해야 하며 이혼율을 낮추기 위한 정책적 노력이 필요하다는 선행연구들의 주장을 뒷받침한다고 하겠다.

경제변수의 계수 추정값도 대체로 사전적 예측과 일치한다. 지역소득수준의 대리변수인 1인당 지방세 납부액과 남성 고용률의 추정계수는 양의 값을 갖고, 여성 고용률의 추정계수는 음의 값을 갖고 있다. 즉 지역소득수준이 높을수록(해당 지역의 경제상황이 호전될수록), 남성 중 취업자가 많을수록, 여성 중 취업자가 적을수록 출산율이 높았다. 특히 여성 고용률의 계수 추정값이 남성보다 훨씬 클 뿐 아니라 통계적으로도 항상 유의해, 남성보다 여성의 고용여부가 출산에 보다 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 하지만 1인당 지방세 납부액과 남성 고용률의 계수 추정값은 통계적 유의성을 상실하는 경우도 있어, 보다 명확한 결론을 위해서는 보완연구가 필요한 것으로 판단된다.¹⁷⁾

<표 8> 회귀모형 추정결과 (1) (종속변수=출산율)

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
	OLS	OLS	IV	IV
1,000인당 보육시설 사업체 수	2.784*** (0.465)	2.319*** (0.430)	2.673*** (0.483)	2.246*** (0.444)
1,000인당 유아교육 사업체 수	-0.029 (0.842)	-0.087 (0.853)	-0.157 (0.851)	-0.223 (0.862)
1,000인당 사교육 사업체 수	-0.042 (0.188)	-0.028 (0.191)	-0.029 (0.189)	-0.020 (0.193)
보육시설 규모지표(1)	0.238*** (0.071)		0.228*** (0.072)	
보육시설 규모지표(2)		-1.499** (0.663)		-1.451** (0.665)
혼인율(직전 5개년 평균)	1.390*** (0.088)	1.367*** (0.088)	1.391*** (0.088)	1.368*** (0.089)
남성 혼인연령(직전 5개년 평균)	-0.675*** (0.225)	-0.659*** (0.229)	-0.666*** (0.226)	-0.651*** (0.230)
여성 혼인연령(직전 5개년 평균)	-0.304 (0.190)	-0.348 (0.193)	-0.326 (0.191)	-0.368 (0.194)
이혼율	-0.716*** (0.184)	-0.687*** (0.186)	-0.712*** (0.184)	-0.686*** (0.186)
1인당 지방세	0.006 (0.004)	0.007 (0.004)	0.006 (0.004)	0.007* (0.004)
남성 고용률	0.336 (0.514)	0.369 (0.524)	0.335 (0.514)	0.364 (0.524)
여성 고용률	-1.331* (0.717)	-1.257* (0.727)	-1.327* (0.717)	-1.252* (0.728)
상수항	28.232*** (6.445)	32.048*** (6.466)	28.688*** (6.454)	32.359*** (6.472)
Adjusted R ²	0.781	0.776	0.781	0.776

주: (1) 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, 관찰값 수는 232개임

(2) * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

<표 8>은 <표 7>의 설명변수에 보육시설 규모지표를 추가해 추정한 결과를 보고하고 있다. 보육시설 및 사교육시설 사업체 수나 종사자 수 중 어떤 변수를 사용하든지 추정결과가 거의 변하지 않았기 때문에 사업체 수를 사용한 결과만을 보고하기로 한다. <표 8>에서 모형(1)과 (3)은 보육시설 규모지표(1)을 사용한 모형이며, 모형(2)와 (4)는 보육시설 규모지표(2)를 사용한 것이다. <표 7>과 마찬가지로, 모형(1)과 (2)는 OLS를, 모형(3)과 (4)는 IV 추정법을 적용

17) 석호원(2011)에 따르면, 합계출산율을 종속변수로 설정한 모형에서 소득변수의 계수 추정값은 통계적으로 유의한 음의 값을 가지나 기타 모형에서는 통계적으로 유의하지 않다. 석호원(2011)은 소득변수를 월평균 소득 300만원 이상 가구의 비율로 측정하고 있는데, 이와 같은 소득변수의 측정방법 차이 때문에 본 연구와 일부 다른 결과가 도출된 것으로 판단된다.

한 추정결과를 보고하고 있다.

〈표 8〉의 추정결과는 〈표 7〉과 거의 차이가 없다. 〈표 8〉에 따르면, 혼인율, 1인당 지방세, 남성 고용률은 출산율에 양의 효과를, 남녀 혼인연령, 이혼율, 여성 고용률은 음의 효과를 미쳤다. 〈표 7〉과 마찬가지로, 유아교육기관과 사교육 시설은 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았던 것으로 나타난다. 〈표 8〉에서 주목되는 추정결과는 당연히 보육시설 사업체 수와 보육시설 규모 지표의 추정계수이다. 보육시설 사업체 수의 계수 추정값은 〈표 7〉보다 약간 증가했으며 여전히 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 무엇보다 보육시설 규모 지표(1)과 (2)의 계수 추정값은 항상 통계적으로 유의하며 사전적 예측과 일치하는 부호를 갖고 있다. 이 계수 추정값을 토대로 해석한다면, 어떤 지역의 사업체 당 종사자 수가 1명 증가한다면 그 지역의 출산율은 0.23~0.24만큼 상승할 것으로 예측된다. 또한 어떤 지역에서 종사자 10인 미만의 사업체 비율이 10% 감소한다면 그 지역의 출산율은 0.15가량 증가할 것으로 예측된다. 이는 단순히 보육시설 숫자뿐만 아니라 기혼부부가 신뢰할 수 있는 대규모 보육시설의 존재가 출산율의 제고에 필요함을 의미한다.

VI. 결론

본 연구는 2009년 기준 우리나라 232개 시/군/구에 대한 횡단면 자료를 사용해 해당 지역의 보육시설과 사교육시설이 출산율에 미친 영향을 분석했다. 본 연구의 분석결과에 따르면, 어떤 지역에서 사업체 수나 종사자 수로 측정된 보육시설의 양적 규모는 출산율에 긍정적 영향을 미친 반면, 사교육시설로 측정된 사교육비 규모는 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 유아교육기관도 출산율에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 무엇보다 보육시설 숫자뿐만 아니라 보육시설의 질적 측면, 즉 신뢰할 수 있는 보육시설의 존재가 출산율의 제고에 효과적일 수 있다는 점이 확인되었다. 본 연구에서는 보육시설의 규모를 토대로 보육시설의 품질 또는 신뢰성을 평가했다. 아울러, 혼인율, 남녀 혼인연령, 이혼율, 지역소득수준, 고용률 등 제반 변수가 출산율에 미친 효과도 확인되었다.

본 연구의 분석결과는 출산율 제고를 위한 정책방안과 관련해 중요한 시사점을 제공한다. 첫 번째로, 너무나 당연한 말이지만 혼인율 증가와 남녀 혼인연령

감소가 바로 출산율 제고와 연결된다는 점이다. 이는 다수 선행연구에서 이미 지적된 바 있지만, 본 연구는 지역 통계자료를 통해 그 효과를 확인했다는 점에서 의의가 있다. 본 연구는 이혼율 감소가 출산율을 높일 가능성도 지적하고 있다. 2008년 도입된 이혼숙려제와 같은 제도 개선을 통해 이혼을 억제하는 정책은 가정해체를 방지한다는 측면도 있지만 출산율 저하를 억제한다는 순기능을 가질 수도 있다. 두 번째로, 소득수준이나 고용여부가 출산율에 영향을 미친다는 분석결과는 경제성장이 출산율 제고를 위한 토대가 된다는 점을 의미한다. 여성의 교육수준 및 사회적 지위 향상에 따라 여성 취업이 거스를 수 없는 추세로 인정된다면 가계소득의 증대 및 남성 고용증대를 통한 출산율 제고를 기대할 수밖에 없다. 가계소득 증가나 남성 고용촉진은 모두 지속적 경제성장 없이는 불가능하다. 세 번째로, 다수 선행연구에서 지적된 바와 같이, 보육시설이 출산율 제고를 위한 필수적인 하부구조라는 점은 두말할 필요가 없다고 하겠다. 본 연구는 이를 지역 통계자료를 통해 입증하고 있다. 특히 본 연구는 정부 보육정책의 초점이 단순히 보육시설 숫자를 증가시키는 것이 아니라 신뢰할 수 있는 보육시설을 증가시키는 데에 주어져야 함을 강조하고 있다. 가계소득 수준이 증가하고 여성의 취업이 보다 활성화될수록 보육시설의 신뢰성은 출산에 대한 의사결정에 있어서 보다 중요한 역할을 수행할 것으로 판단된다.

본 연구는 지역 통계자료를 토대로 회귀분석을 통해 보육시설 및 사교육시설과 출산율의 관계를 규명했다는 점에서 의의가 있다. 이전 선행연구들은 주로 설문조사를 통해 출산율의 결정요인을 분석했다. 하지만 본 연구가 몇 가지 한계점을 갖고 있는 것이 사실이며, 이는 향후 보완연구를 통해 해결되어야 할 것이다. 무엇보다 본 연구는 적절한 통계자료의 미비로 사교육비를 사교육시설 사업체 수와 종사자 수로 측정했다. 이 때문에 사교육비가 출산율에 미치는 영향에 대해 명확한 결론을 유보한 바 있다. 향후 시/군/구 지역별 사교육비에 대한 통계자료가 구축된다면 이에 대한 연구가 수행될 필요가 있다. 두 번째로, 엄명용·김효순(2011) 등 일부 연구는 비싼 주택가격이나 임대가격에 따른 내 집 마련의 어려움도 출산율을 낮추는 요인으로 지목하고 있다. 향후 시/군/구 지역별 주택가격과 임대가격을 고려한 연구도 요구된다. 세 번째로, 본 연구가 사용한 경제변수인 1인당 지역소득수준과 남녀 고용률은 통계자료의 미비로 모두 대리변수를 사용해 측정했다. 만약 이들 대리변수에 측정오차가 존재한다면 본 연구의 추정결과의 신뢰성에도 문제가 발생할 수 있다. 마지막으로, 본 연구가 고려한 통제변수들 이외에도 출산율에 영향을 미친 여타 요인들이 있을 수 있으며 이 경우 누락변수에 의한 편의가 발생할 수 있다. 향후 연구에서는 연

구자가 관찰하지 못한 지역별 이질성을 통제할 수 있는 패널분석이 수행될 필요가 있다.

〈참고문헌〉

- 김사현 (2009) “여성노동자의 고용조건과 출산” 《사회복지정책》 36(2): 113-137.
- 김세곤 (2003) “일본의 소자화(少子化) 문제 현황과 그 대처(정책)방안에 관한 검토” 《일본학보》 57(2): 585-602.
- 김승권 (2004) “최근 한국사회의 출산을 변화원인과 향후 전망” 《한국인구학》 27(2): 1-34.
- 김영숙·모수원·김주연 (2011) “보육시설의 효율성과 생산성 평가: DEA, MPI, Tobit 모형을 이용하여” 《한국산업경제저널》 3(3): 17-30.
- 김정호 (2009) “여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석” 《한국개발연구》 31(1): 105-138.
- 김한곤 (1993) 《한국 출산력 변화의 원인과 전망》 영남대학교 출판부.
- 김형준 (2008) “한국과 프랑스의 출산장려 정책에 관한 비교연구: 부모권과 노동권 중심으로” 《동북아연구》 (조선대 동북아연구소) 23(1): 111-134.
- 김홍배·최준석·오동훈 (2008) “여성의 출산을 결정요인과 출산장려정책의 방향” 《지역연구》 24(1): 23-37.
- 노원·문상호 (2010) “한국의 출산장려정책 인식도 및 정책신뢰도에 관한 연구: 가임 연령 여성을 대상으로” 《한국정책학회 춘계학술대회 논문집》 131-152.
- 류기철·박영화 (2009) “한국여성의 출산율 변화와 출산간격 영향요인” 《한국인구학》 32(1): 1-23.
- 보건복지가족부 (2009) 《2009년 전국 결혼 및 출산 동향조사 결과》 2009. 12. 11.
- 보건복지부 (2011) 《2010년 보육통계》 2011. 4.
- 석호원 (2011) “출산장려금 정책의 효과성에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로” 《지방행정연구》 25(2): 143-180.
- 신효영·방은령 (2008) “지방자치단체의 출산장려정책 분석-충청남도 시·군을 중심으로” 《한국가족복지학》 13(4): 205-227.
- 안윤숙·이상호 (2010) “공보육정책이 자녀출산의지에 미치는 영향요인에 관한 연구” 《한국영유아보육학》 63: 227-258.

- 엄명용·김효순 (2011) “미혼 남녀의 향후 일·가정 양립방안, 부부 성역할 태도, 저출산 문제에 대한 견해 간 관계 탐색 연구” 《한국인구학》 34(3): 179-208.
- 염명배·김경미 (2011) “군집분석을 통한 저출산 원인 및 정책수요 도출: 핵심정책대상 집단을 중심으로” 《경제연구》 29(1): 163-190.
- 유보경 (2004) “취업여성을 위한 보육정책의 특성과 과제” 《한국인구학》 27(2): 91-120.
- 이채정 (2009) “스웨덴, 일본, 한국의 일가족양립지원정책 비교” 《현대사회와 문화》 (연세대 사회발전연구소) 28: 105-138.
- 이훈화·서용석·정운태 (2011) “20-30대 직장여성의 결혼과 출산: 선택의 기로에 선 그녀들의 심경” 《사회보장연구》 27(3): 123-142.
- 장동호 (2009) “출산율에 대한 지역 간 비교분석: 덴마크 사례를 중심으로” 《사회복지정책》 36(4): 163-188.
- 장혜경 (2005) “외국의 저출산 대응 정책사례” 《국회도서관보》 42(12): 13-23.
- 차승은 (2008) “부모역할의 보상/비용과 둘째 자녀 출산계획: 사회경제적 특성에 따른 차이를 중심으로” 《사회복지정책》 33: 111-134.
- 최민자·김경미 (2006) “Fertility Decline in South Korea: Forty Years of Policy-Behavior Dialogue” 《한국인구학》 29(2): 1-26.
- 한국보건사회연구원 (2009) 《2009년 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사》.
- Atoh, M. (1998) “Traditional Family Values of Unmarried Women-in Relevance to the Phenomenal Rise in the Proportion Never Married” PPRC The Mainichi Shimbun: 117-150.
- Becker, G. (1981) *A Treatise on the Family* Cambridge: Harvard University Press.
- Beck, U. (1999) *World Risk Society* Malden Mass: Polity Press.
- Caldwell, J. C. (1980) “Mass Education as a Determinant of the Timing of Fertility Decline” *Population and Development Review* 6: 225-255.
- Chapman, B., Dunlop, Y., Gray, M., Liu, A. and Mitchell, D. (1999) “The Forgone Earnings from Child Rearing Revisited” *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper* (407) Australian National University.
- Chesnais, Jean-Claude (1996) “Fertility, Family and Social Policy in Contemporary Western Europe” *Population and Development Review* 22(4): 729-739.
- Cochrane, S. H. (1979) *Fertility and Education: What Do We Really Know?* Baltimore Maryland: Johns Hopkins University Press.
- Coleman, D. A. (1998) *Reproduction and survival in an unknown world: what*

- drives today's industrial populations, and to what future?* NIDI Hofstee Lecture Series (5) The Hague: Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute.
- Esping-Anderson, G. (1990) *The Three Worlds of Welfare Capitalism* Cambridge: Polity Press.
- _____ (1996) "Welfare States Without Work: the Impasse of Labour Shedding and Familialism in Continental European Social Policy" in G. Esping-Andersen (eds.) *Welfare States in Transition: National Adaptations in Global Economies* London: Sage Publications.
- _____ (1999) *Social Foundations of Postindustrial Economies* Oxford: Oxford University Press.
- Inglehart, R. (1977) *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics* Princeton: Princeton University Press.
- Lesthaeghe, R. and Moors, G. (1996) "Living Arrangements, Socio-Economic Position and Values Among Young Adults: a Pattern Description of France, West Germany, Belgium, and the Netherlands 1990" in D. Coleman (eds.) *Europe's Population in the 1990s* Oxford: Oxford University Press: 163-221.
- McDonald, P. (1996) "Demographic life transitions: an alternative theoretical paradigm" *Health Transition Review Supplement* 6: 385-392.
- _____ (2000) "Gender Equity, Social Institutions and the Future of Fertility" *Journal of Population Research* 17(1): 1-16.
- _____ (2001) "Theory Pertaining to Low Fertility" *International Union for the Scientific Study of Population Working Group on Low Fertility International Perspectives on Low Fertility: Trends, Theories and Policies* Tokyo : 21-23 March 2001.
- OECD (2011) *OECD Family Database* Paris: OECD.
- Van de Kaa, D. J. (2001). "Postmodern fertility preferences: from changing value orientation to new behavior" In Bulatao, R. A. and Casterline, J. B. (eds.) *Global fertility transition Supplement to Population and Development Review* 27: 290-331.

Childcare Facilities, Private Education Expenses, and Birth Rate: Evidence from Korean Regional Data

Nakil Sung · Sunkwon Park

This study attempts to assess the effects of childcare facilities and private education expenses on birth rate and also, to examine whether or not the quality and reliability of childcare facilities affect birth rate. Private education expenses are proxied by the number of private educational institutes or their employees. The study measures the quality and reliability of childcare facilities either by the number of employees per childcare facility or by the ratio of childcare facilities with less than 10 employees to total facilities. Empirical analysis is carried out with a cross-sectional data of 232 areas (si/gun/gu) in 2009. Empirical results indicate that the number of childcare facilities or their employees tended to increase birth rate, while private educational expenses had no effects on birth rate. It appears that the presence of good and reliable childcare facilities contributed to an increase in birth rate. The results provide several policy implications for an increase in fertility.

Key Words: Fertility, Birth Rate, Childcare Facilities, Private Education Expenses