



저작자표시-비영리-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

사회복지학석사학위논문

아내의 근로시간과
남편의 가사일 분담이
둘째 아이 출산에 미치는 영향

2014년 2월

서울대학교 대학원
사회복지학과
최요한

국문초록

아내의 근로시간과 남편의 가사일 분담이 둘째 아이 출산에 미치는 영향

서울대학교 대학원
사회복지학과
최요한

본 연구의 목적은 우리나라에서 여성이 직면하고 있는 일가정갈등(work-family conflict)의 상황이 출산에 미치는 영향을 확인하는 것이다. 이를 확인하기 위해서, 여성가족패널을 이용하여 아내의 근로시간과 남편의 가사일(육아를 포함한) 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 2007년 9월부터 시행된 여성가족패널 1차년도 조사 당시 한 아이가 있는 543개 가구를 대상으로 하여, 1차년도에 조사된 변수들이 2008년 6월부터 2009년 5월까지의 둘째 아이 출산 여부에 미치는 영향을 이항 로지스틱 회귀분석을 사용하여 분석하였다. 정확한 인과관계를 확인하기 위해서 2008년 5월 이전에 둘째 아이를 출산한 가구는 분석대상에서 제외하였으며, 여성가족패널 2~3차년도 조사자료를 사용하여 정확한 출산력을 구축하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 아내의 근로시간은 둘째 아이 출산에 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’에 비해

서 ‘주당 40시간 초과 근로하는 여성’ 과 ‘근로하지 않지만 근로의사가 있는 여성’ 의 둘째 아이 출산 확률이 유의미하게 낮았다. 또한 ‘주당 2시간 이상 40시간 이하 근로하는 여성’ 에 비해서 ‘주당 40시간 초과 근로하는 여성’ 의 둘째 아이 출산 확률이 통계적으로 유의미하게 낮았다($p < 0.1$).

둘째, 남편의 가사일 분담비율은 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남성이 가사일을 ‘분담하지 않는 경우’ 에 비해서 가사일을 ‘0% 초과 6.61% 이하’, ‘6.61% 초과 16.67% 이하’, ‘16.67% 초과’ 로 분담하는 경우에 둘째 아이 출산 확률이 유의미하게 높았다. 그러나 남성의 가사일 분담비율이 높아짐에 따라 둘째 아이 출산 확률이 단조적으로 증가하였음에도 불구하고, 남성의 가사일 분담비율에 따른 둘째 아이 출산 확률의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다.

셋째, 남편의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 정적 영향은 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’ 보다 ‘근로 중인 여성 또는 근로하지 않지만 근로의사가 있는 여성’ 에게서 더 크게 나타났다. 두 집단에 따른 남성의 가사일 분담비율이 출산에 미치는 정적 영향의 차이는 유의미하게 나타났다.

본 연구의 분석결과에 따른 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 출산율을 증진시키기 위해서는 여성에 대한 일가정양립 지원정책이 필요하다. 본 연구는 우리나라에서 여성이 경험하는 근로와 출산 간의 비양립성이 상당히 크다는 것을 보여주고 있다. 여성의 일가정갈등을 줄일 수 있는 제도적인 지원들에는 보육서비스의 확대 및 보육서비스 질의 제고, 출산휴가 및 육아휴직제도 확대, 유연근로제도 확대 등이 있다. 이러한 정책적 대안들의 시행은 여성의 일가정양립을 원활하게 하여 출산율을 증진시키고 여성의 고용률을 높이는데 기여할 수 있다.

둘째, 출산율을 증진시키기 위해서는 평균근로시간의 감소가 필요하다. 본 연구는 남성의 가사일 분담비율이 증가할 때 출산의 확률

이 높아진다는 것을 보여주고 있다. 그러나 출산율을 증진시키기 위해서 개인의 행동인 남성의 가사일 분담을 직접적으로 증진시키는 것은 어려운 일이다. 하지만 기본적으로 남성의 가사일 분담이 증가되기 위해서는 남성이 가사일을 분담할 수 있는 근로 외 시간이 충분히 확보되는 것이 필요하다. 따라서 근로자의 평균근로시간이 매우 높은 우리나라에서 평균근로시간의 감소는 가사일에 참여할 수 있는 근로 외 시간을 증가시킴으로써, 간접적으로 남성의 가사일 분담을 증가시킬 수 있다. 또한 평균근로시간의 감소는 근로여성의 일가정양립을 원활하게 하는데 직접적으로 도움이 된다. 따라서 평균근로시간의 감소 및 파트타임 직업의 활성화는 남성과 여성 모두에게 보다 여유 있는 시간활용을 가능하게 하여, 출산율을 높이는 결과를 가져올 것이다.

셋째, 출산율을 증진시키기 위해서는 평등한 젠더 이념의 확산이 필요하다. 본 연구는 기존의 연구들과 마찬가지로 부부 간의 가사일의 분배가 평등할수록 출산율이 높아진다는 것을 발견하였다. 그런데 부부 간의 가사일 분배에 대한 연구들은 남편과 아내가 가진 가사일 분배에 대한 젠더 이념이 가사일 분배에 영향을 미치며, 남편과 아내 모두 가사일 분배에 대해 더 평등한 젠더 이념을 가지고 있을 때 부부 간에 가사일을 더 평등하게 분배하는 경향이 있다는 것을 보여준다. 따라서 부부 간의 가사일 분배에 대한 젠더 이념은 사회화를 통해서 형성되므로, 교육과 노동시장에서만 아니라 가정 영역에서의 젠더 평등을 지향하는 교육 및 가치 확산을 위한 노력들은 장기적으로 출산율을 높이는데 기여할 수 있을 것이다.

주요어 : 출산, 저출산, 둘째아이출산, 일가정양립, 일가정갈등, 가사일 분담

학 번 : 2011-23151

목 차

제 1 장 서론	1
제 1 절 문제제기	1
제 2 절 연구문제	7
제 2 장 이론적 배경	8
제 1 절 용어의 정의	8
제 2 절 출산의 결정요인	12
제 3 절 여성의 고용이 출산에 미치는 영향	17
제 4 절 여성의 가사일 부담이 출산에 미치는 영향	20
제 5 절 가구 내의 가사일 분배	27
제 6 절 출산의도와 출산	31
제 3 장 연구가설	34
제 4 장 연구방법 및 변수설정	40
제 1 절 연구방법	40
제 2 절 변수설정	44
제 5 장 분석결과	51
제 6 장 결론	67
제 1 절 분석결과의 요약	67
제 2 절 연구의 함의	71
제 3 절 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언	75
참고문헌	77
Abstract	87

표 목 차

[표 1] 변수들의 조작적 정의	44
[표 2] 분석대상에 대한 기술통계량	51
[표 3] 08' 6월-09' 5월 둘째 아이 출산의 결정요인에 대한 로지스틱 회귀분석 결과	53
[표 4] 08' 6월-09' 5월 둘째 아이 출산의 예측확률	58
[표 5] 08' 6월-09' 5월 둘째 아이 출산의 결정요인에 대한 로지스틱 회귀분석 결과: 남성의 가사일 분담과 여성의 근 로 의사 유무의 상호작용에 대한 분석	59
[표 6] 연구결과 요약	69

제 1 장 서론

제 1 절 문제제기

1950년대 이후, 개발국들(developed countries)의 출산율은 빠르게 감소하였다. 현 OECD 34개 회원국들¹⁾의 합계출산율²⁾의 평균값은 1970년에 2.76이었던 반면,³⁾ 2009년에는 1.74를 기록하였다(OECD 2013).⁴⁾ OECD 회원국들 중, 2009년에 인구크기를 유지할 수 있는 수준인 대체출산율(합계출산율 2.1) 이상의 출산율을 기록한 국가는 세 국가에 불과하였으며,⁵⁾ 11개의 국가⁶⁾는 매우 낮은 수준의 출산율인 초저출산율(합계출산율 1.5 미만)⁷⁾을 기록하였다(OECD 2013).

이러한 저출산 현상은 주로 인구고령화와 관련하여 중요한 관심의 대상이 되어 왔다. 그 이유는 인구고령화는 노년부양비⁸⁾를 높여 의료서비스 비용의 증가, 사회보험의 재정건전성 악화와 같은 문제

-
- 1) 그리스, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 대한민국, 덴마크, 독일, 룩셈부르크, 미국, 멕시코, 벨기에, 스위스, 스웨덴, 스페인, 슬로바키아, 슬로베니아, 아이슬란드, 아일랜드, 영국, 에스토니아, 오스트레일리아, 오스트리아, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 칠레, 체코, 캐나다, 핀란드, 터키, 포르투갈, 폴란드, 프랑스, 헝가리.
 - 2) 합계출산율(Total fertility rate)이란 여자 1명이 가임기간(15~49세) 동안 낳을 것으로 예상되는 평균 출생아 수를 말한다.
 - 3) 1970년에는 에스토니아와 이스라엘의 합계출산율에 대한 정보가 포함되어 있지 않다.
 - 4) OECD(Organization for Economic Cooperation and Development) 회원국들의 합계출산율의 평균값은 1970-2000년까지 지속적으로 감소하였으며(2000년 1.68), 2000년부터는 일정한 수준을 유지하였다.
 - 5) 뉴질랜드, 아이슬란드, 이스라엘.
 - 6) 대한민국, 독일, 스페인, 슬로바키아, 오스트리아, 이탈리아, 일본, 체코, 포르투갈, 폴란드, 헝가리.
 - 7) 매우 낮은 수준의 출산율(very low fertility rate)을 일컫는 초저출산율은 일반적으로 합계출산율 1.5 또는 합계출산율 1.3 미만의 출산율을 의미한다. 본 연구에서는 합계출산율 1.5 미만을 초저출산율이라고 부른다.
 - 8) 부양연령층(15-64세) 인구에 대한 피부양 노인연령층(65세 이상) 인구의 비율.

들을 발생시키는데, 저출산은 장래의 생산가능인구를 줄임으로써 인구고령화가 발생시키는 문제들을 심화시킬 수 있기 때문이다. 그러므로 Esping-Andersen(1996)은 대륙유럽국가들이 직면한 사회보험의 재정건전성이 유지되기 위해서는 고용률을 높이고 출산율을 높이는 것이 필요하다고 주장하였고, McDonald(2000)는 정부의 재정건전성을 매우 중요하게 여기는 신자유주의 정책들은 장래의 생산가능인구의 크기에 영향을 미치고 따라서 정부의 재정건전성에 영향을 미치는 저출산 문제에 관심을 기울여야 한다고 주장하였다.

그러나 인구고령화와 저출산이 반드시 생산인구 대비 부양인구의 비율을 증가시키는 것은 아니며, 생산인구 대비 부양인구의 비율이 증가하는 것이 반드시 문제가 되는 것도 아니다(Bloom et al. 2010a). 먼저 인구고령화로 인한 근로인구의 감소는 고령인구의 은퇴연령을 높임으로써 해결될 수 있으며, 이것은 은퇴연령의 증가, 연금제도의 개혁, 성과주의 임금제도 도입, 여성경제활동참가율 증가 등을 통해서 가능하다(Bloom et al. 2010a). 또한 생산인구 대비 부양인구의 비율이 증가하더라도 부양인구가 노년을 스스로 책임질 수 있는 경제적인 능력을 가지고 있을 수 있으며, 생산인구가 더 적은 대신 임금률이 증가하고 자본투자가 증가하여 더 높은 생산력을 가지게 될 수도 있다(Bloom et al. 2010a). 그러므로 인구고령화와 저출산이 반드시 어떠한 결과를 가져오게 될 것이라고 단정 짓는 것은 위험하며, 인구고령화와 저출산이 발생시킬 결과는 각 국가의 정책과 제도에 따라서 얼마든지 달라질 수 있다는 것을 명심할 필요가 있다.

하지만 인구고령화와 저출산에 대응하기 위한 정책과 제도가 시의적절하게 시행되는 것 또한 결코 쉬운 일이 아닌 것도 분명하다. 고령인구의 경제활동참가율을 높이기 위해서는 은퇴연령 증가, 연금제도 개혁, 성과주의 임금제도 추구, 평생교육 지원 등이 종합적으로 필요하다. 또한 우리나라와 같이 여성의 경제활동참가율이 낮은 나라에서 여성의 경제활동참여율을 높이기 위해서는 보육시설 확충,

육아휴직 확대, 유연한 근로시간제도 도입, 사회보험제도 개혁 등이 필요하며, 이러한 시도들이 시행되더라도 여성경제활동참가율의 증가속도는 매우 더딜 수 있다. 더욱이 생산가능인구의 감소의 주요한 대안으로 언급되는 이민을 통한 외국의 근로인구의 유입은 20세기 후반의 개발국들의 총부양비에 거의 영향을 미치지 못했으며(Bloom et al. 2010b), 많은 정치적인 문제를 발생시켜왔다(Bloom et al. 2010a). 따라서 고령인구와 여성의 경제활동참가율이 높지 못한 국가가 매우 낮은 출산율을 가지고 있다면, 이 국가는 장래에 높은 출산율을 가지고 있는 나라보다 사회보험의 재정건전성을 유지하고 적절한 경제성장을 달성하는데 더 많은 어려움을 경험하게 될 것으로 예측할 수 있다.

특히 우리나라는 인구고령화의 속도가 매우 빠르면서 동시에 매우 낮은 합계출산율을 경험하고 있다. 우리나라는 2001년부터 2011년까지 1.3 미만의 합계출산율을 보고하였으며, 2002-2010년⁹⁾까지 9년 동안 현 OECD 34개 회원국 중 제일 낮은 출산율을 보고하였다(OECD).¹⁰⁾ 그러나 개발국들에 비해서 우리나라의 여성경제활동참가율은 매우 낮으며 노인빈곤율은 매우 높기 때문에, 우리나라가 앞으로 인구고령화와 저출산으로 인해서 직면하게 될 문제는 다른 개발국들 및 개발도상국들보다 더욱 클 것으로 예측할 수 있다. 우리나라 정부는 이러한 문제들에 대응하기 위해서, 2006년부터 ‘2006-2010 제1차 저출산·고령사회 기본계획’¹¹⁾을 시행하면서 인구고령화와 저출산 문제에 대응하기 위해서 노력하고 있다.

이러한 인구고령화와 저출산이 초래할 문제에 대한 정책적인 관심과 이전에 볼 수 없었던 저출산 현상에 대한 학문적인 관심은 출산의 결정요인들에 대한 광범위한 연구들을 촉발시켰다. 그 중에서

9) 2010년은 현 OECD의 모든 회원국들의 출산율을 비교할 수 있는 가장 최신의 년도이다.

10) 2002년, 2003년의 합계출산율은 체코와 동일하며 체코와 공동 최하위의 출산율을 기록하였다.

11) “2011-2015 제2차 저출산·고령사회 기본계획”을 시행하고 있다.

피임기술의 발달 및 보급, 여성의 교육수준과 경제활동참여의 증가, 가치와 태도의 변화 등이 저출산의 원인으로 주목받았다(Balbo et al. 2013). 그 중 많은 연구들은 지난 50년 동안 증가한 여성의 경제활동과 저출산과의 관계에 초점을 맞추었다. 가장 먼저 Becker(1985)는 경제학적 이론에 기초하여 여성의 고용과 출산 간의 관계에 대한 기본적인 설명을 제공하였다. 그는 여성의 높아진 교육수준과 경제의 발전(특히, 서비스업의 증가)이 여성의 소득능력을 증대시켰고 이로 인해 발생한 여성의 출산에 대한 기회비용의 증가로 인해서 출산율이 감소하게 된다고 설명하였다. 이러한 설명은 육아와 가사일을 전담하고 있는 여성이 고용과 출산을 양립하는 것이 어렵다는 가설(Lehrer and Nerlove 1986)에 기초하고 있다. 개인 수준에서 이루어진 연구들은 여성의 고용과 출산 간의 음의 관계가 있음을 일관되게 보여주었다(Brewster and Rindfuss 2000).

그러나 국가 수준에서 여성의 경제활동참가율과 합계출산율 간의 관계는 흥미로운 결과를 보여주었다. 1980년대까지는 여성의 경제활동참가율이 높은 국가일수록 더 낮은 출산율을 보고하였고, 이것은 여성의 경제활동이 출산을 저해한다는 기존의 설명과 잘 부합하는 것으로 받아들여졌다. 그러나 1980년대 후반부터 이 관계는 역전되기 시작하였다. 1980년대 후반부터는 오히려 여성의 경제활동참가율이 높은 국가들에서 출산율이 더 높은 경향이 나타나기 시작하였다(Ahn and Mira 2002; Brewster and Rindfuss 2000; Chesnais 1996; Kögel 2004; McDonald 2000; Sleenbos 2003). 구체적으로 이러한 여성의 경제활동참가율과 합계출산율 간의 관계의 역전은 여성의 경제활동참가율이 높은 북유럽 국가들과 영미 국가들에서 보육서비스가 발달하였기 때문에 나타난 것이었다(Brewster and Rindfuss 2000; Sleenbos 2003). 북유럽 국가들은 여성의 출산과 관련한 고용지원정책 및 공공아동보육시설을 광범위하게 공급하였으며, 영미 국가들에서는 시장에서 보육서비스가 광범위하게 공급되었던 것이다. 반면, 남성부양자 가족모델에 기초한 대륙유럽국가들과 남유럽 국가들은 여

성의 경제활동을 돕는 정책을 추구하지 않았으며 여성의 원활한 일가정양립에 필수적인 보육시설을 충분히 공급하지 않았다(Chesnais 1996; Esping-Andersen 1996).

국가 수준에서 여성의 경제활동참가율이 높은 북유럽과 영미 국가들에서 합계출산율이 높게 나타나고, 오히려 여성의 경제활동참가율이 낮고 여성의 전통적인 어머니로서의 역할을 더 중요시하는 대륙유럽국가들과 남유럽 국가들에서는 합계출산율이 초저출산율로 나타나는 현상에 대해서, McDonald(2000)는 체계적인 설명을 제공하였다. 그는 노동시장과 교육에서 남녀의 평등이 상당히 달성되었음에도 불구하고 가정영역과 관련된 제도들에서의 높은 불평등이 지속되고 있을 때 매우 낮은 출산율(초저출산율)이 발생하게 된다고 설명하였다. 그 이유는 노동시장과 교육에서 달성된 남녀의 높은 평등과 가정 영역에서의 높은 불평등인 상황일 때, 여성의 근로와 출산 간의 비양립성이 극대화되기 때문이다. 따라서 여성의 경제활동 참여와 교육수준을 다시 낮출 수 없다면, 저출산을 해결하는 유일한 방법은 여성이 근로와 출산을 잘 양립할 수 있는 환경을 만드는 것이며 이것은 가정영역에서의 남녀의 불평등을 시정하는 것이다 (Fraser 2004; McDonald 2000). 따라서 여성의 원활한 일가정양립을 위해서 보육시설을 확충하고 노동시장제도를 개혁하는 것이 저출산, 특히 초저출산을 해결하기 위해서 필요하다.

인구고령화와 후기산업사회에 직면하고 있는 국가들에게 있어서 여성의 높은 경제활동참가율과 높은 출산율은 모두 포기할 수 없는 목표이다. 여성의 낮은 경제활동참가율은 현재의 세금기반을 해칠 것이며, 낮은 출산율은 미래의 세금기반을 해칠 것이다. 그러나 여성의 일가정양립이 어려울 경우에 두 가지의 목표는 서로 상충되며, 두 가지의 목표를 함께 달성하기 위해서는 여성의 일가정양립을 원활하게 하는 것이 필요하다. 따라서 우리나라에서 현재 시행 중인 ‘제2차 저출산·고령사회 기본계획’도 여성의 원활한 일가정양립을 저출산 문제를 해결하기 위한 가장 핵심적인 목표로 삼고 있으

며, 육아휴직 사용률 증가, 보육시설 확충, 보육비 지원 증가를 구체적인 성과지표로 채택하여 노력하고 있다.

그러나 여성이 직면하고 있는 육아와 가사일의 부담은 남성(남편)의 가사일 분담으로 인해서도 줄어들 수 있다. 이에 대한 기존의 연구들은 남성이 가구 내의 가사일을 더 많이 분담할수록 출산의 확률이 증가한다는 것을 일관되게 보여주고 있다(Cooke 2004, 2009; Matthews 1999; Mills et al. 2008; Oláh 2003). 또한 이러한 결과는 여성의 일가정양립 지원정책이 출산에 미치는 영향에 대한 분석이 쉽지 않은 상황에서, 여성의 가사일 부담이 출산에 중요한 영향을 미친다는 가설에 대한 실증적인 근거가 된다.

따라서 본 연구는 우리나라가 직면하고 있는 매우 낮은 출산율에 대한 문제의식을 바탕으로 하여, 우리나라의 한 아이가 있는 가구에서 여성의 근로시간과 남성의 가사일 분담이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 확인하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 여성가족패널을 사용하여 2007년 9월에 한 아이가 있는 543개의 가구를 대상으로 하여, 여성의 근로시간과 남성의 가사일 분담비율¹²⁾이 2008년 6월부터 2009년 5월까지 둘째 아이를 출산한 여부에 미치는 영향을 이항 로지스틱 회귀분석을 사용하여 분석하였다.

12) 남성의 가사일 분담비율은 “육아를 포함한 집안일(설거지, 청소 등)”에 대한 여성과 남성의 총 투입시간에서 남성의 투입시간이 차지하는 비율이다.

제 2 절 연구문제

본 연구에서는 여성에게 있어서 근로와 가사일(육아를 포함한) 사이에 존재하는 비양립성이 출산에 영향을 미친다는 가설에 기초하여, 여성(아내)의 근로시간과 남성(남편)의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 분석한다. 본 연구의 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1: 여성의 근로시간은 둘째 아이 출산에 영향을 미치는가?

연구문제 2: 남성의 가사일 분담비율은 둘째 아이 출산에 영향을 미치는가?

제 2 장 이론적 배경

제 1 절 용어의 정의

본 연구의 목표는 개인(가구) 수준에서 여성의 근로시간과 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 따라서 본 연구에서는 출산, 출산율, 아이 돌봄, 가사일, 아내(여성), 남편(남성), 부부와 같은 용어들이 사용된다. 이 개념들 중 어떤 개념들은 매우 명확한 의미를 내포하기도 하지만, 어떤 개념들은 다소 포괄적이고 때로는 모호한 의미를 내포하기도 한다.

먼저 출산이란 여성이 임신 후 약 37주 이후에 아기를 낳는 것을 말하며, 본 연구에서 출산은 사산(또는 유산)을 제외한 정상 출산만을 의미한다. 출산은 초경과 폐경 사이의 여성에게 발생하는 일이며, 일반적으로 초경은 만15세 이전에 발생하며 폐경은 만45-55세에 발생하는 것으로 알려져 있다. 출산율이란 여성이 출산하는 아이의 수를 총 수준에서 측정한 것으로서, 대부분의 경우 합계출산율(total fertility rate)이 출산율을 나타내는 지표로 사용된다. 합계출산율은 여성 1명이 만15-49세 동안 낳을 것으로 예상되는 아이의 수를 의미하며, 이전 년도의 연령별 출산율을 사용하여 산출된다(통계청). 본 연구에서 출산율은 일반적으로 합계출산율을 의미하므로, 본 연구에서는 출산율과 합계출산율을 거의 동일한 의미로 사용한다. 그러나 이전 년도의 연령별 출산율을 통해 출산율을 구하는 것이 총 수준의 출산율을 계산하는 최적의 방법인지에 대해서는 논란이 존재한다(Hirschman 1994). 이론적으로는 출생 코호트를 기준으로 출산율을 구하는 것이 더 타당하다는 지지를 받아왔지만, 실증연구들은 출생 코호트에 기초하여 계산한 출산율보다 시기에 기초하여 계산한 출산율이 출산율의 변화를 설명하는데 더 적합하다는 것을 보여준다(Hirschman 1994). 또한 코호트에 기초하여 계산하는 출산율

은 코호트들의 출생가능기간이 모두 종결된 이후에 계산할 수 있기 때문에, 대부분의 연구들은 시기에 기초하여 계산하는 출산율을 사용하고 있다(Hirschman 1994). 이에 더하여 본 연구에서는 대체출산율, 저출산율, 초저출산율이라는 용어가 자주 사용된다. 대체출산율(replacement level fertility rate)은 인구크기가 유지될 수 있는 수준의 출산율을 의미하며 일반적으로 합계출산율 2.1을 의미한다. 합계출산율이 2.0이 아니라 2.1인 이유는 사망률이 고려되었기 때문이다. 저출산율(low fertility rate)은 합계출산율 2.1 이하 1.5 이상 수준의 낮은 출산율을 의미하며, 초저출산율(very low fertility rate)은 합계출산율 1.5 미만의 매우 낮은 수준의 출산율을 의미한다.

아이 돌봄 및 가사일(또는 가사노동)은 본 연구에서 사용하는 가장 핵심적인 개념인 동시에 가장 포괄적이며 모호한 개념이다. 더욱이 아이 돌봄 및 가사일이 출산에 미치는 영향을 규명하고 있는 연구들도 가사일에 대한 일관된 정의를 가지고 있지는 않다. 그러나 국가 수준의 연구들에서는 주로 보육시설, 보육서비스, 육아휴직과 같은 아이 돌봄과 관련된 부분에 초점을 맞추고 있으며(Chesnais 1996; Esping-Andersen 1996; McDonald 2000), 개인 수준의 연구들에서는 가사일을 나타낼 수 있다고 가정되는 정의들이 다양하게 사용되고 있다(Cooke 2004; Cooke 2009; Olah 2003; Torr & Short 2004). 반면 가구 내 가사일 분배에 대한 연구들은 가사일에 대한 보다 정교한 개념화를 제공하고 있으며, Lachance-Grzela and Bouchard(2010)는 “가사노동은 보통 가족 구성원들의 필요를 충족시키거나 집과 가족들의 소유들을 유지하기 위해서 수행되는 임금이 지불되지 않는 일들의 집합으로 개념화된다” (p. 769)¹³⁾고 소개한다. 이에 더해서, 가사일의 개념화에서 반드시 언급되어야만 하는 것은 가사일이 일상적인 일(routine tasks)와 간헐적인 일(intermittent

13) “Household labor has usually been conceptualized as the set of unpaid tasks performed to satisfy the needs of family members or to maintain the home and the family’s possessions.” (p. 769)

tasks)로 구분된다는 것이다(Lachance-Grzela and Bouchard 2010). Lachance-Grzela and Bouchard(2010)는 이러한 구분에 대한 간결한 리뷰를 제공한다.

학자들에게 있어서 가사일들을 다른 종류들로 구분하는 것은 일반적이다. 가장 자주, 가사일들은 다음의 두 범주들로 구분된다. 전형적으로 여성의 일들로서 자주 언급되는, 일상적인 일들[원문강조]은 지속적이고 비재량적이며 그리고 매우 시간 소비적인 일들이다. 이 일들은 세탁, 요리, 식사 후 청소, 설거지를 포함한다. 전형적으로 남성의 일들로서 자주 언급되는, 간헐적인 일들[원문강조]은 오직 때때로 이루어지며 더 유연하고 덜 시간소비적이다. 이 일들은 집 수리, 차 유지, 그리고 정원 일을 포함한다(Bartley et al. 2005; Batalova and Cohen 2002; see also Badr and Acitelli 2008, for the use of a similar categorization). (p. 769)¹⁴⁾

이와 같이 가사일이 개념적으로 두 가지의 분류로 구분됨에도 불구하고, Lachance-Grzela and Bouchard(2010)는 최근의 연구들은 주로 일상적인 가사일에 초점을 맞추고 있음을 언급한다(Batalova and Cohen 2002; Cunningham 2007; Pinto and Coltrane 2009). 본 연구에서 사용하는 가사일시간의 변수는 “_님과 _님의 귀하의 남편은

14) It is common for scholars to distinguish different types of household tasks. Most often, household tasks are classified in the following two categories. Often referred to as the stereotypically female tasks, *routine tasks*[원문강조] are those that are on-going, nondiscretionary, and very time-consuming. They include laundry, cooking, cleaning up after meals and doing the dishes. Often referred to as the stereotypically male tasks, *intermittent tasks*[원문강조] are done only occasionally and are more flexible and less time-consuming. They include household repairs, car maintenance, and yard work(Bartley et al. 2005; Batalova and Cohen 2002; see also Badr and Acitelli 2008, for the use of a similar categorization). (p. 769)

육아를 포함해서 집안일(설거지, 청소 등)을 하루에 몇 시간 정도 하십니까?”(여성가족패널 1차 조사 설문지)의 질문으로 측정되었다. 이 질문은 일상적인 가사일에 대한 다소 모호한 범위를 규정하고 있으며, 또한 아이 돌봄이 아닌 육아라는 용어를 사용함으로써 대체로 취학 전 아이의 돌봄에 초점을 맞추고 있다. 따라서 본 연구에서도 가구 내 가사일 분배에 대한 최근의 연구들과 같이, 전형적인 여성의 일로 대표되는 “가장 많은 시간이 걸리고 반복되는 일들(the most time consuming and repetitive household tasks)”(Pinto and Coltrane 2009: 486)인 일상적인 가사일에 초점을 맞춘다.

마지막으로 본 연구에서는 아내(여성)와 남편(남성)이라는 용어를 사용하지만, 이 용어는 결혼한 여성과 남성만이 아니라 사실혼 관계에 있는 여성과 남성을 모두 포함하는 용어로 사용하였다. 따라서 사실혼 관계에 있는 여성과 남성을 대상으로 조사하였으며, 여성가족패널 역시 사실혼 관계에 있는 여성과 남성을 부부로 규정하고 있다.

제 2 절 출산의 결정요인

지난 50년 간 개발국(developed country)들의 출산율은 크게 감소하였다. 거의 모든 국가에서 출산율은 대체율(합계출산율 2.1) 수준 이하로 감소하였으며, 초저출산율(합계출산율 1.5 미만)을 경험하는 나라들도 매우 많아졌다. 이러한 급격한 변화들은 출산의 결정요인에 대한 관심을 증대시켰으며, 많은 연구들이 출산의 결정요인들을 규명하기 위해서 시행되었다. Balbo et al.(2013)은 출산에 대한 가장 최신의 연구들의 리뷰들을 제공하고 있으며, 출산의 미시적, 중시적, 거시적인 결정요인들을 포괄적으로 살펴보고 있다. 본 절에서는 Balbo et al.(2013)의 분류를 기초로 하여 출산의 결정요인들을 다소 간략하게 살펴보도록 하겠다.

출산의 미시적 결정요인들에는 배우자의 출산의도, 부부 간의 안정성 및 관계의 질, 소득, 여성의 출산에 대한 기회비용, 그리고 본 연구의 주제인 가구 내 노동의 분배 등이 있다(Balbo et al. 2013). 먼저 배우자와 출산의도가 같은지의 여부는 출산에 영향을 미친다. Thomson(1997)은 미국을 대상으로 남편과 아내 모두의 출산의 바람과 의도들이 출산에 영향을 미치며, 부부의 출산의도가 불일치할 때 부부의 출산의도가 같을 때보다 출산할 확률이 더 낮다는 것을 발견하였다. Schoen et al.(1999)도 미국을 대상으로 하여 배우자의 출산의도가 본인보다 높거나 낮을 때, 동일한 방향으로 첫째 아이 출산에 영향을 미치는 것을 발견하였다.

다음으로 부부 간의 관계의 안정성 및 관계의 질은 출산에 영향을 미친다. 그러나 이 영향들은 단순하지 않으며 기존의 연구들은 부부 간의 관계가 출산에 미치는 영향에 대한 대립되는 결과들을 제시하고 있다(Myers 1997; Thornton 1978; Wu 1996). 네덜란드를 대상으로 연구한 Rijken and Thomson(2011)은 부부 간의 관계가 출산에 미치는 영향은 단순하지 않다는 것을 보여주었는데, 그 이유는 부부 간의 좋은 관계는 아이를 기를 만한 좋은 환경을 만들고 따라

서 아이의 출산에 정적 영향을 미치지 않지만 동시에 아이의 출산은 부부 간의 관계의 질에 정적 영향을 미치기 때문이다. 이들의 연구는 여성이 인지하는 배우자와의 관계가 중간 정도일 때 첫째 및 둘째 아이의 출산 확률이 제일 높다는 것을 발견하였고, 그 이유는 배우자와의 관계가 중간 정도라고 인지하는 여성은 아이의 출산이 부부 간의 관계의 개선에 도움이 될 것이라는 기대를 가장 높게 가지고 있기 때문이라고 설명하였다.

소득은 일반적으로 질-양의 교환(quality-quantity tradeoff)이라고 불리는 메커니즘을 통해서 출산에 영향을 미친다고 설명되어지고 있다. Becker and Lewis(1973)는 아이에 대한 질-양의 교환에 대한 체계적인 이론화를 시도하였으며, 아이는 부모에게 효용을 주기 때문에 소득이 증가할수록 부모가 아이를 더 가지려고 하는 소득효과(income effect)가 존재하는 동시에, 아이를 기르는데 드는 비용의 크기가 클수록 부모가 아이를 덜 가지려고 하는 가격효과(price effect)가 존재한다고 설명하였다. 따라서 아이를 기르는데 더 많은 비용을 지불하는 가정일수록 가격효과가 미치는 영향이 더 클 것이라고 예측하였다. Lee and Mason(2010)은 이러한 질-양 교환 모델에 기초하여 미국, 남미, 유럽, 아시아의 26개 국가들에 대한 분석을 시행하였으며, 합계출산율이 낮은 나라일수록 아이 1명에 대한 인적자본에 대한 지출이 상당히 높다는 것을 발견하였다.

아이에 대한 기회비용은 출산에 영향을 미친다. 특히 여성은 출산과 직업을 양립하기가 어렵기 때문에, 더 좋은 인적자본을 가지고 있거나 더 높은 임금을 받는 여성은 그만큼 출산에 대한 기회비용이 더 크기 때문에 출산시기를 연기하거나 출산을 더 적게 할 것으로 기대된다. 이와 관련된 실증연구들은 일관된 결과들을 보여주고 있다. Kneale and Joshi(2008)은 영국의 1970년의 출생 코호트를 대상으로 한 연구에서, 여성의 교육수준이 높을수록 첫째 아이 출산시기가 상당히 늦어진다는 것을 발견하였다. O' Donoghue et al.(2010) 역시 아일랜드를 대상으로 하여, 교육수준이 높은 여성일수

록 첫째 아이를 출산하는 시기가 더 늦다는 것을 발견하였다. 미국 (Amuedo-Dorantes and Kimmel 2005; Miller 2010)과 이탈리아 (Rondinelli et al. 2010)에 대한 연구들도 동일한 결과를 보여주고 있다(Balbo et al. 2013).

출산의 중시적 결정요인들에는 사회적 상호작용 등이 있다(Balbo et al. 2013). 먼저 사회적 상호작용이 개인의 행동에 미치는 영향은 대부분 피임 방법의 보급과 전파에 초점을 맞추고 있다(Balbo et al. 2013). 사회적 상호작용이 개인의 행동에 영향을 미치는 가장 중요한 메커니즘은 사회적 배움(social learning)과 사회적 영향(social influence)이며, 사회적 배움이란 더 많은 정보가 행동에 대한 불확실성을 줄이게 하여 행동을 변화시키는 메커니즘을 의미하는 것이며, 사회적 영향이란 다른 사람들의 영향으로 인해서 개인의 선호행동이 변화하는 메커니즘을 의미하는 것이다(Kohler et al. 2001). 그러나 이와 관련된 대부분의 연구들은 단기(short-term)에 초점을 맞추고 있다(Balbo et al. 2013). 반면 Aparicio Diaz et al.(2011)은 오스트리아의 여성을 대상으로 하여, 1984-2004년 동안 개인들 간의 상호작용이 첫째 아이의 출산시기를 늦추는데 상당한 영향을 미쳤음을 발견하였다.

출산의 거시적 결정요인들에는 피임기술의 발달, 가치와 태도(attitudes)의 변화, 여성고용의 증가, 출산관련정책, 복지국가 체제(welfare regimes) 등이 있다(Balbo et al. 2013). 먼저 피임기술의 발달 또는 피임기술의 사용의 대중화는 여성이 아이를 가지는 것을 통제할 수 있게 함으로써 결혼 및 출산에 영향을 미칠 수 있다. Goldin(2006)은 미국에서 1960년대 승인되고 널리 대중화된 경구피임약이 여성의 결혼을 늦추는 잠재적인 이유가 되었으며, 결혼 연령이 늦어짐에 따라 여성이 결혼 전에 자신의 미래를 설계할 수 있게 되었다고 주장하였다. 그는 1960년대 미국의 피임약의 판매를 허용하는 주와 허용하지 않은 주에 대한 연구를 통해서, 피임약이 출산율을 낮춘다는 것을 실증적으로 보여주고 있다.

다음으로 사람들의 가치와 태도의 변화가 출산행동에 영향을 미칠 수 있다. 이와 관련된 설명들은 1960년대부터 개발국들에서 나타난 가족 및 출산과 관련된 급격한 변화(second demographic transition)들과 연결되어 있다(Balbo et al. 2013; Surkyn and Lestæghe 2004). Surkyn and Lestæghe(2004)에 따르면, 1960년대부터 북서유럽(North-Western Europe)에서 결혼연령, 결혼 전 동거, 이혼율, 출산연기가 증가하였으며, 이러한 인구학적 변화들은 “(i) 윤리적, 도덕적, 정치적 영역들에서 개인적인 자율성의 강조; (ii) 제도적인 통제들과 권한들의 모든 형태에 대한 수반되는 거절; 그리고 (iii) 자기실현의 이른바 “높은 순서의 필요들” 과 연결된 표현적인 가치들의 증가” (p. 47)¹⁵와 관련되어 있다. 또한 이러한 사람들의 가치와 태도의 변화들은 1990년 이후에는 남유럽과 동유럽에서도 빠르게 퍼져 나가기 시작하였다(Surkyn and Lestæghe 2004). 관련된 연구들은 사람들의 가치가 출산에 영향에 미친다는 것을 실증적으로 보여주고 있다. Liefbroer(2005)은 네덜란드의 1961, 1965, 1969년의 출생코호트 중 1987년에 아이가 없는 사람들에게 대한 조사를 통해서, 개인이 원하는 것을 하는 것의 자유에 대해 더 높은 중요성을 부여하는 여성일수록 첫째 아이 출산 시기가 더 늦다는 것을 발견하였다. 또한 Bernhardt and Goldscheider(2006)는 1999년 스웨덴의 아이가 없는 20-30세인 사람들을 대상으로 하여 4년 후에 부모가 되는지의 여부에 미치는 요인들을 분석하였고, 남녀 간의 역할에 대해서 더 평등한 가치를 가진 사람들이 젠더화된 가치를 가진 사람들보다 부모가 되는 것에 대한 기회비용이 더 크다는 것을 발견하였으며, 남성의 경우에는 남녀 간의 역할에 대해서 더 평등한 가치를 가진 사람들이 더 빨리 부모가 되는 경향이 있다는 것을 발견

15) “(i) the accentuation of individual autonomy in ethical, moral and political spheres; (ii) to the concomitant rejection of all forms of institutional controls and authority; and (iii) to the rise of expressive values connected to the so-called “higher order needs” of the self-actualisation “(p. 47)

하였다. 출산의 다른 거시적 결정요인들인 여성고용의 증가, 출산관련정책, 복지국가 체제가 출산에 미치는 영향은 본 연구의 연구가설과 직접적인 관련이 있으므로, 이후의 절에서 살펴보겠다.

제 3 절 여성의 고용이 출산에 미치는 영향

1960년대 이후 개발국(developed country)들의 여성경제활동참가율¹⁶⁾은 빠르게 높아진 반면 출산율은 빠르게 감소하였다. 개발국들 중 21개 국가들¹⁷⁾의 1965-1998년 동안의 여성경제활동참가율과 합계출산율 사이의 관계를 연구한 Brewster and Rindfuss(2000)에 따르면, 여성경제활동참가율은 1965년에는 14개 국가들(데이터가 사용가능한) 중 12개 국가들에서 50% 이하로 나타났지만 1996년에는 21개 국가들 중 4개의 국가들에서만 여성경제활동참가율이 50% 이하였다. 그리고 출산율은 1965년에는 21개 국가들에서 모두 대체출산율(합계출산율 2.1) 이상이었지만 1998년에는 모든 국가들이 대체출산율 이하의 출산율을 나타내었다. 이러한 경향은 1960년대부터 급격한 산업화를 경험한 우리나라에서도 마찬가지로 나타났으며, 우리나라의 여성경제활동참가율은 1970년 41.3%, 1990년 51.2%, 2010년 58.3%로 증가한 반면, 합계출산율은 1970년 4.53, 1990년 1.57, 2010년 1.23으로 감소하였다(OECD).

많은 학자들은 여성의 고용과 출산 사이의 음의 상관관계가 나타나는 이유에 대한 설명들을 제공하였다. 가장 기본적인 설명은 여성의 고용이 출산에 부정적인 영향을 미치기 때문에, 여성의 고용과 출산 간에 음의 상관관계가 나타나게 된다는 것이었다. Becker(1985)는 경제학적 이론에 기초한 설명을 제공하였으며, 여성의 소득능력의 증대가 출산에 대한 여성의 기회비용을 증가시키기 때문에, 여성의 경제활동참여(또는 교육수준)의 증가는 출산을 저해한다고 설명하였다. 그리고 여성의 경제활동참여가 증가한 이유는 20세기의 경제의 성장과 서비스 부문의 발달 때문이라고 주장하였

16) 만14-64세의 여성들 중 취업자와 구직자의 비율.

17) 캐나다, 미국, 호주, 일본, 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아이슬란드, 아일랜드, 이탈리아, 룩셈부르크, 네덜란드, 노르웨이, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국

다. Weller(1977)는 여성의 고용이 출산에 미치는 메커니즘에 대한 보다 상세한 설명을 제공하였다. 그는 산업사회에서 여성의 고용과 아이 돌봄은 동시에 수행되기 어려운 분리된 일이며 고용과 아이 돌봄 모두 여성의 많은 시간을 요구하는 일이기 때문에, 만약 여성이 아이보다 고용에 더 많은 가치를 부여한다면 결과적으로 여성의 고용은 출산을 저해하게 된다고 주장하였다. 그는 또한 여성은 고용을 통해서 소득을 얻을 뿐만 아니라 어머니가 아닌 새로운 역할을 획득할 수 있고, 이러한 과정 속에서 기존의 선호가 아이에 대한 가치를 줄이는 방식으로 변화할 수도 있음을 강조하였다(Weller 1977). 이와 같은 설명들은 모두, 여성의 고용과 출산 사이의 음의 상관관계가 나타나는 가장 근본적인 원인은, 여성의 고용과 출산 간에 존재하는 비양립성 때문임을 가정하고 있다.

이에 더해 위와 같은 설명들은 가장 기본적으로 부모가 아이를 가지기를 원한다는 가정에 기초하고 있다. 경제학적 관점에 기초한 초기의 설명들은 부모는 효용을 증가시키기 위해서 아이를 가지게 된다고 가정하였다(Becker and Lewis, 1973). Hoffman and Hoffman(1973)은 부모에게 있어서 아이가 주는 가치를 다음의 9가지 차원으로 정리하고 있다(Billari et al. 2009; Hoffman 1975): (1) 성인 지위와 사회적 정체성(어머니가 여성의 주요한 역할이라는 개념이 여기에 포함됨); (2) 자아의 확장, 더 큰 독립체(entity)와의 연결, 불멸의 바람; (3) 윤리: 종교, 이타심, 그룹의 선(good), 규범(성적 취향(sexuality), 충동성, 선(virtue), 개성); (4) 기본적인 그룹 유대, 애정; (5) 자극, 새로움, 즐거움; (6) 성취, 능숙함, 창조성; (7) 힘(power), 영향, 효능; (8) 사회적 비교, 경쟁; (9) 경제적 효용. 또한 Friedman et al.(1994)은 기존의 연구들을 리뷰하면서 아이의 가치는 부모의 삶의 불안정성을 줄여주는 것과 큰 연관이 있다고 주장하였고, Nauck(2007)는 10개의 국가들을 대상으로 하여 비록 국가들마다 차이는 있지만 부모에게 있어서 아이의 가치는 안정, 자극과 애정, 사회적 존중에 있음을 발견하였다.

저출산의 원인으로서 남성이 아니라 여성의 고용의 증가에 초점을 맞추는 설명은 전통적인 산업사회의 역사적 배경에 기초하여 있다. 전통적인 산업사회에서는 남편이 가족을 부양하기 위한 임금근로를 전담하고 아내가 가정 내의 비임금근로를 전담하는 전문화된 분업구조가 이상적인 가족모델로 상정되었다(specialization and trading model; Oppenheimer 1997). 남성부양자 모델로 표현되는 이 가족모델은 남성과 여성에게는 자연적인 차이가 존재하고, 이 차이가 남성과 여성에게 가장 적합한 역할을 결정한다는 가정에 근거해 있다(McDonald 2000). 그러나 남성부양자 모델은 여성과 남성의 구분된 역할 외에도 가족을 부양할 만한 남성의 충분한 소득(family wage)의 획득가능성에 기초해 있다. 제2차 세계대전 이후의 개발국들의 모습은 가족임금의 이상과 적합하였으며, Esping-Andersen(1996)은 남성부양자가 평균적으로 15-16세에 노동시장에 진입하여 65세에 은퇴하고, 노동시장에 있는 동안은 풀타임으로 근로하고 일자리를 안정적으로 보장받고 충분한 소득을 벌며, 또한 은퇴 후 죽음 사이의 기간이 길지 않았다는 사실이 전후 복지국가가 안정적으로 유지될 수 있었던 전제였다고 설명한다. 그러나 전후 복지국가가 유지될 수 있었던 전제들은 기대수명의 증가, 비숙련 제조업 일자리의 감소와 임금의 감소, 노동시장의 변화 및 기술의 발전으로 인한 임시직, 계약직의 증가와 임금격차의 증가로 인해서 더 이상 가능하지 않게 되었다(Esping-Andersen 1996). 이와 더불어 가족형태 역시 다양해졌으며, 이혼하거나 결혼을 하지 않는 여성들이 증가하였다(Fraser 1994). 이러한 가족임금의 붕괴와 가족형태의 다양화는 후기산업사회에서 여성의 고용의 가치(출산에 대한 기회비용)를 크게 증가시키는 원인이 되었다.

제 4 절 여성의 가사일 부담이 출산에 미치는 영향

여성의 고용과 출산의 비양립성에 기초한 여성의 고용과 출산 사이의 음의 상관관계에 대한 설명들은, 1980년대까지 여성의 경제활동참가율이 더 높은 나라에서 합계출산율이 더 낮게 나타나는 현상을 잘 설명하는 것으로 받아들여졌다. 그러나 1990년대부터 여성의 경제활동참가율이 더 높은 북유럽 국가들과 영미 국가들에서 합계출산율이 더 높게 나타나고, 여성의 경제활동참가율이 더 낮은 대륙유럽국가들과 남유럽 국가들에서 합계출산율이 더 낮게 나타나게 되었다(Brewster and Rindfuss 2000; McDonald 2000; Sleebos 2003). Brewster and Rindfuss(2000)는 개발국들 중 21개 국가들의 여성경제활동참가율과 출산율 간의 상관계수가 1970년대에는 $-0.517(p < .001)$ 인 반면 1996년에는 $0.714(p < .001)$ 임을 발견하였으며,¹⁸⁾ Sleebos(2003) 또한 OECD 국가들에서의 여성의 경제활동참가율과 출산율의 상관관계, 그리고 여성의 교육수준과 출산율의 상관관계가 1980년에는 음의 관계였지만 1999년에는 양의 관계가 되었음을 보여주고 있다. McDonald(2000)는 1995년에 합계출산율 1.5 미만의 초저출산율을 보고하고 있는 국가들이 여성의 고용과 사회활동을 적극적으로 지원하는 국가들이 아니라 여성의 가정영역에서의 전통적인 역할을 규범적으로나 제도적으로 더 강조하는 국가들¹⁹⁾이라는 것을 지적하였다. Ahn and Mira(2002) 또한 OECD의 21개의 회원국들을 대상으로 하여 1970-1995년 동안의 여성경제활동참가율과 합계출산율 간의 상관관계를 살펴보았으며, 1970년대부터 1980년대 초반까지는 여성

18) Brewster and Rindfuss(2000)는 1970-1996년 동안 여성경제활동참가율은 미국과 북유럽 국가들(스웨덴, 핀란드, 덴마크), 그리고 남유럽 국가들(이탈리아, 스페인, 그리스)에서 모두 비슷하게 약 15% 증가한 반면, 합계출산율은 미국과 북유럽 국가들에서는 거의 변화하지 않았지만 남유럽 국가들의 합계출산율이 1이 넘게 감소하여 위와 같은 상관관계의 역전이 일어났음을 보여준다.

19) 이탈리아, 스페인, 독일, 오스트리아, 스위스, 그리스, 포르투갈, 일본, 홍콩, 마카오.

경제활동참가율과 합계출산율 간의 상관관계가 음으로 나타난 반면, 1980년대 후반부터는 상관관계가 양으로 역전되었다는 것을 발견하였다. Kögel(2004) 역시 OECD 회원국들에 대해서 위의 연구들과 동일한 결과를 보고하고 있으나, 이에 더해서 각 국가들의 여성경제활동참가율과 총 출산율 간의 시계열 관계는 1985년 이후에도 음의 관계를 유지하고 있으며 이 음의 관계는 지중해 국가들에서 가장 크고 북유럽 국가들에서 가장 작다는 것을 발견하였다. 우리나라도 OECD 회원국들과 비교하였을 때, 여성경제활동참가율과 출산율이 모두 낮은 수준에 머물러 있다. 우리나라의 2009년 여성경제활동참가율은 57.7%로 현재 OECD 34개 회원국들 중 27위에 머물렀으며, 2009년 합계출산율은 1.15로 OECD 34개 회원국들 중 최하위를 기록하였다.

학자들은 국가 수준에서 여성경제활동참가율과 합계출산율 간의 상관관계의 역전현상에 대해서 설명하고자 하였으며, 제시된 설명들은 모두 여성이 감당하는 아이 돌봄과 가사일의 부담에 초점을 맞추었다. 우선 이탈리아와 스페인의 합계출산율의 추이를 비교한 Chesnais(1996)는 “가족의 나라(Nations of families)”와 “개인의 나라(Nations of individuals)”라는 구분을 사용하여, 여성에 대한 규범의 차이로 인해서 출산율이 차이가 발생한다고 주장하였다. Chesnais(1996)는 이탈리아와 독일(가족의 나라)과 같이 가정영역에서 여성의 전통적인 역할과 전통적인 가족규범을 강조하는 국가들에서 출산율이 낮게 나타나고, 영국과 스웨덴(개인의 나라)과 같이 개인으로서의 여성의 권리를 강조하고 다양한 가족형태를 인정하는 국가들에서 출산율이 높게 나타난다는 것을 보여주었다. 그리고 유럽 국가들의 여성과 가족에 대한 규범의 차이는 혼외출산율, 근로와 육아를 동시에 수행하는 여성에 대한 지원정책, 육아지원제도(보육시설 등), 편모가정에 대한 지원정책의 차이로 나타나며, 이것이 출산율의 차이를 설명하는 요인이라고 주장하였다(Chesnais 1996). Esping-Andersen(1996)도 공공보육시설, 육아휴직, 유연한 근로시간

과 같은 여성의 고용과 출산의 양립을 지원하는 제도들이 부재할 때, 여성은 고용과 출산 간에 심각한 갈등을 경험하게 되고 이것이 출산을 크게 저해하게 된다고 설명하였다.

1990년대 이후로 여성의 근로 및 출산과 육아에 대한 정책적인 지원이 확충된 나라들이 그렇지 못한 나라들보다 출산율이 훨씬 높게 나타나고 정책적인 지원이 확충되지 못한 나라들에서는 초저출산율(합계출산율 1.5 미만)이 나타나는 현상에 대해, McDonald(2000)는 보다 체계적인 설명을 제시하였다. McDonald(2000)는 교육과 노동시장에서는 남녀의 평등수준이 상당히 높아진 반면 가족과 관련된 제도에서는 출산과 육아의 부담이 여전히 여성의 의무로 지워져 있기 때문에 대륙유럽국가들과 아시아 국가들에서 초저출산율이 나타나는 것이라고 설명하였고, 따라서 가족과 관련된 제도에서 젠더 평등을 달성하는 것(젠더 평등 모델)이 초저출산율을 해결하는 유일한 방법이라고 주장하였다. McDonald(2000)는 특히 인구 고령화로 인한 재정적 문제를 해결하기 위해서 가족서비스에 대한 정부지출 삭감을 주장하는 신자유주의 정책들이 인구고령화 문제를 심화시키는 저출산 문제에 관심을 기울이지 않는다는 점에 대해서 비판하였으며, “정책들이 아이들은 그들의 부모에게만이 아니라 전체 사회에게 가치 있다는 사실을 명백하게 인정하는 것이 필요하다” (McDonald 2000: 14)²⁰⁾고 주장하였다. 결론적으로 이러한 설명들은 모두, 1990년대 후반 각국에서 나타난 저출산과 초저출산의 현상을 이해하기 위해서는 출산에 미치는 영향으로서 여성의 고용상황만이 아니라 여성이 경험하는 아이 돌봄과 가사일의 부담이 반드시 함께 설명되어야 함을 말하고 있는 것이다. 이러한 설명은 또한 가정영역에서의 여성과 남성의 평등에 초점을 맞추고 있기에, “젠더 출산 이론(gendered fertility theory)”으로 불리기도 한다(Balbo

20) “policies need to give explicit recognition to the fact that children are valuable to the whole society, not just to their parents” (McDonald 2000: 14)

et al. 2013: 7). 실증연구들은 여성의 아이 돌봄 및 가사일의 부담을 덜어줄 수 있는 정책들이 출산에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 보여준다. Rindfuss et al.(2010)는 노르웨이를 대상으로 한 연구를 통해서 아이 돌봄 기관의 이용가능성이 높아질수록 출산율이 증가한다는 것을 발견하였으며, Del boca(2002)는 이탈리아를 대상으로 하여 아이 돌봄 기관의 이용가능성이 높아질수록 출산과 여성이 근로할 확률이 모두 증가한다는 것을 발견하였다. Rosen(2004)는 노르웨이와 핀란드를 대상으로 한 연구에서, 육아휴직의 확대는 출산을 증가시키며 특히 첫째 아이보다는 이후의 아이의 출산을 더 증가시키는 것을 발견하였다. 반면 복지국가 체제가 출산에 미치는 영향에 대한 실증연구들은 분석의 어려움으로 인해서 많이 제한되어 있다 (Balbo et al. 2013).

그러나 여성의 가사일(아이 돌봄을 포함하는) 부담은 국가의 정책으로만이 아니라 남성의 가사일 분담에 의해서도 변화하게 되므로, 가구 내의 가사일 분담이 출산에 미치는 영향도 함께 고려되는 것이 필요하다. 여성의 가사일 부담이 출산에 중요한 영향을 미친다면, 가구 내 가사일 분담 상태가 당연히 출산에 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다. 특히, Cooke(2004)는 여성의 가사일 부담을 강조하는 기존의 연구들이 가구 내의 가사일 분담에 대한 남편의 역할을 고려하지 않은 것에 대해서, “다소 놀라운 이론적 간과(somewhat surprising theoretical oversight)” (p. 1247)라고 지적하였다. 이러한 관점에서 시행된 개인 수준의 연구들은 대부분 젠더 출산 이론과 일치하는 결과들을 보여주고 있다. Olah(2003)는 스웨덴과 헝가리를 비교하면서, 스웨덴에서는 첫째 아이 출산 당시 남성이 육아휴직을 사용했던 가구가 그렇지 않은 가구보다 둘째 아이 출산 확률이 더 높은 것을 발견하였고, 헝가리에서는 가구 내 남녀 간의 가사일²¹⁾ 분담이 더 평등할수록 둘째 아이 출산 확률이 더 높은 것을 발견하였다. Cooke(2004)는 독일을 대상으로 한 연구에서, 가구의 총 육아

21) 가사일과 만14세 이하의 아이에 대한 돌봄을 합하여 계산한 변수.

시간 중 남성이 기여하는 비율이 증가할 때 둘째 아이 출산 확률이 증가하며, 여성이 근로하는 가구가 여성이 근로하지 않는 가구보다 둘째 아이를 출산할 확률이 더 높고, 여성의 근로시간이 증가할 때 둘째 아이 출산 확률이 감소한다는 것을 보여주었다. 반면 Torr and Short(2004)는 미국의 맞벌이 부부만을 대상으로 한 연구에서, 가구 내 남녀 간의 가사일²²⁾ 분배가 가장 불평등한 경우와 가장 평등한 경우에 둘째 아이 출산 확률이 높다는 것을 발견하였다. Cooke(2009)는 이탈리아와 스페인을 비교한 연구에서, 두 나라에서 모두 여성의 근로시간은 둘째 아이 출산에 부적 영향을 미치지만, 가구의 총 육아 시간 중 남성이 기여하는 비율은 이탈리아에서만 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미친다는 것을 보여주었다. Matthews(1999)는 캐나다 부부들에 대한 연구를 통해서, 여성이 가사일의 분배에 만족하지 못할 경우에 그들이 바라는 것보다 더 적은 아이를 가진다는 것을 발견하였다. 마지막으로 Mills et al.(2008)은 네덜란드와 이탈리아에 대한 연구를 통해서, 여성이 근로시간이 많고 아이를 가졌을 경우에 불평등한 가사일의 분배는 여성의 출산 의도를 크게 낮춘다는 것을 발견하였다. 이러한 연구들의 결과는 남성(남편)의 가사일의 부담이 여성(아내)의 가사일에 대한 부담을 감소시킬 때, 출산이 촉진된다는 것을 일관되게 보여주고 있다.

이와 관련된 국내의 연구들은 실제의 출산보다는 주로 기혼여성이 둘째 아이를 출산할 의도가 있는지의 여부에 대한 분석이 주를 이루고 있다. 박수미(2008)는 ‘2005년 전국 결혼 및 출산동향조사’를 이용하여 기혼여성의 둘째 아이 출산의도에 영향을 미치는 변수들에 대해서 살펴보았으며, 분석 결과 기혼 여성의 경우 남편의 가사노동시간은 여성의 둘째 출산의도에 정적 영향을 미쳤지만, 전업주부의 경우에는 남편의 가사노동시간은 여성의 둘째 아이 출산의도에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 것을 발견하였다. 정혜은·

22) 식사 준비, 설거지, 집 청소, 집 밖의 잡일, 쇼핑, 세탁/다리미질, 세금 납부, 자동차 유지, 운전(가족 이동).

진미정(2008)도 ‘2005년 전국 결혼 및 출산동향조사’를 이용하여 기혼여성의 둘째 출산의도에 미치는 변수들의 영향력을 검증하였고, 분석 결과 취업여성의 경우에 남편의 가사노동시간은 여성의 둘째 아이 출산의도에 정적 영향을 미친다는 것을 발견하였으나 미취업 여성의 경우에는 남편의 가사노동시간이 여성의 둘째 아이 출산의도에 미치는 영향은 확인하지 못하였다. 김영임(2010)은 ‘2006년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사’를 사용하여, 부부 간의 자녀양육 및 가사분담 형태가 여성이 주양육자인 경우에 비해서 공동분담인 경우에 여성의 둘째 아이 출산의도가 더 높다는 것을 발견하였다. 박소영(2008)은 ‘여성가족패널’을 사용하여, 여성의 남편의 가사노동참여에 대한 만족도가 둘째 아이 출산의도에 정적 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 그러나 같은 ‘여성가족패널’을 사용한 정은희·최유석(2013)은 여성의 취업여부와 여성의 남편의 가사분담에 대한 만족도가 둘째 아이 출산의도에 미치는 영향은 확인하지 못하였다. 실제의 출산에 대한 연구는 민현주·김은지(2011)와 정은희·최유석(2013)의 연구가 있다. 민현주·김은지(2011)의 연구는 ‘한국노동패널’을 사용하여, 여성이 취업 중일 경우 미취업일 때에 비해서 첫째 아이 출산과 둘째 아이 출산의 확률이 높아진다는 것을 발견하였다. 정은희·최유석(2013)은 ‘여성가족패널’을 사용하여, 여성이 근로하고 있을 경우 근로하고 있지 않은 경우에 비해서 둘째 아이 출산의 확률이 낮아진다는 것을 발견하였으나, 여성의 남편의 가사일 분담에 대한 만족도가 둘째 아이 출산에 미치는 영향은 확인하지 못하였다. 이 연구들은 대체로 일관되게 여성의 근로시간이 높을수록 둘째 아이 출산의도 및 출산의 확률이 감소하고, 남편의 가사일 또는 아이 돌봄에 대한 참여가 높을수록 둘째 아이 출산의도 및 출산의 확률이 높아진다는 것을 보여준다.

이와 같이 기존의 국내의 연구들은 실제의 출산보다는 주로 기혼 여성의 출산의도에 집중되어 있다. 그러나 실제의 출산과 출산의도는 분명히 다르며, 무엇보다 기존의 국내의 연구들에서 분석한 출산

계획은 대부분 특정한 기한이 정해지지 않은 앞으로의 출산계획이기 때문에, 실제의 출산에 대한 대리변수로서는 한계를 지닌다. 본 연구의 분석대상들의 08 '6월-09' 5월의 출산과 2년 내 출산계획의 상관계수도 0.322($p < 0.000$)에 머물렀다(3년 내 출산계획과의 관계도 비슷하였다). 따라서 실제의 출산이 결정되는 메커니즘을 이해하기 위해선, 실제의 출산에 대한 연구가 꼭 필요하다. 또한 국내의 기존의 연구들은 대부분 여성의 근로상황을 여성의 취업여부만으로 보았다는 한계를 지니고 있으며, 남성의 가사일 분담이 실제의 출산에 미치는 영향에 대한 연구는 현재까지 부재하다. 따라서 본 연구는 여성의 근로와 남성의 가사일 분담이 출산에 미치는 영향을 분석함으로써, 우리나라에서 출산이 결정되는 메커니즘을 여성에 대한 역할 비양립성 가설(the role incompatibility)에 기초해서 규명하고자 한다.

제 5 절 가구 내의 가사일 분배

여성의 고용과 가사일의 부담이 출산에 부정적인 영향을 미친다는 위의 설명들은, 여성의 교육수준과 경제활동참여가 증가했음에도 불구하고 가사일이 여전히 여성의 책임으로 머물러 있다는 가정에 근거하고 있다. 부부 간의 가사일 분배가 결정되는 메커니즘에 대한 연구들은 상당히 많이 축적되어왔으며, 이 메커니즘을 설명하는 중요한 이론들로서 상대적 자원 관점(relative resources perspective), 시간 이용가능성 관점(time availability perspective), 젠더 이념 관점(gender ideology perspective), 그리고 젠더 구성 관점(gender construction perspective)이 존재한다(Lachance-Grzela and Bouchard 2010; Pinto and Coltrane 2009). 이 관점들은 모두 가구 내 부부 간의 가사일의 분배를 부분적으로 타당하게 설명하는 이론들로 받아들여지고 있다.

먼저 상대적 자원 관점은 남편과 아내 모두에게 있어서 가사일이라는 것이 하고 싶지 않은 일이라는 가정에서 출발하며(Lachance-Grzela and Bouchard 2010), 따라서 더 많은 의사결정력을 가진 사람이 가사일을 더 적게 부담하게 될 것으로 예측한다(Coltrane 2000; Johnson and Huston 1998; Knudsen and Wærness 2008; Presser 1994). 그리고 의사결정력은 아내와 남편이 가진 소득과 교육과 같은 외부적 자원에 의해서 주어지는 것으로 이해한다(Mannino and Deutsch 2007). 많은 실증연구들은 남편에 대한 아내의 상대적 소득이 증가할수록 아내와 남편 사이의 가사일의 분배가 더 평등하다는 것을 보여준다(Blair and Lichter 1991; Coverman 1985; Deutsch et al. 1993; Kamo and Cohen 1998; Presser 1994; Ross 1987).

시간 이용가능성 관점은 가구 내의 가사일 분배는 아내와 남편의 시간 이용가능성을 고려하여 합리적으로 이루어진다고 가정하며, 따라서 아내와 남편 중 가사일에 더 많은 시간을 사용할 수 있는 쪽

이 가사일을 더 많이 분담하게 된다고 주장한다(Almeida et al. 1993; Coverman 1985; Davis et al. 2007; Deutsch et al. 1993; Hiller 1984; Presser 1994). 실증연구들은 여성의 근로시간이 증가할수록 아내와 남편 간의 가사일의 분배가 더 평등하며(Knudsen and Wærness 2008; Mannino and Deutsch 2007; Pinto and Coltrane 2009) 남편의 가사일 분담 시간 또한 증가한다(Cunningham 2007; Kroska 2004; Nooman et al. 2007)는 것을 보여주고 있다(Lachance-Grzela and Bouchard 2010).

그러나 상대적 자원 관점과 시간 이용가능성 관점이 아내와 남편의 가사일 분배를 부분적으로 타당하게 설명하고 있음에도 불구하고, 가사일은 여전히 주로 여성의 책임으로 머물러 있다. 미국의 맞벌이 부부를 대상으로 가사일 분담을 연구한 Hochschild(1989)는, 여성이 교육수준과 경제활동참여에서는 남성과 비교하여 상당한 평등을 달성하였음에도 불구하고, 가구 내의 가사일의 분배는 여전히 여성에게 불평등하게 분배되어 있는 현상을 “정체된 혁명(the stalled revolution)” 이라고 불렀다. 이러한 현상은 젠더 이념 관점과 젠더 구성 관점에 의해서 이론적으로 설명되어지고 있다.

젠더 이념 관점은 사회화를 통해서 형성된 여성과 남성의 역할에 대한 규범이 가사일의 분배에 영향을 미친다고 주장한다(Lachance-Grzela and Bouchard 2010; Mannino and Deutsch 2007). 이 관점은 일상적인 가사일을 누가 수행해야 하는가에 대한 사람들의 젠더 이념들이 여성의 전담하는 불평등한 분배로부터 부부 간의 평등한 분배 사이의 연속선상에 분포하고 있다고 이해한다(Lachance-Grzela and Bouchard 2010). 관련된 연구들은 남성과 여성 모두 더 평등한 젠더 이념을 가지고 있을 때, 가사일을 더 평등하게 분배하는 경향이 있음을 보여준다(Arrighi and Maume 2000; Davis 2007; Fuwa 2004; Knudsen and Wærness 2008; Parkman 2004; Shelton and John 1996). 또한 연구들은 젊은 세대일수록 더 평등한 젠더 이념을 가지고 있으며(Brooks and Bolzendahl 2004;

Fan and Marini 2000), 교육수준과 고용지위가 더 높은 여성일수록 더 평등한 젠더 이념을 가지고 있는 경향이 있다는 것을 보여준다(Fan and Marini 2000).

그러나 젠더 이념 관점은 아내와 남편 모두가 매우 평등한 젠더 이념을 가지고 있음에도 불구하고, 여전히 여성이 가사일을 더 많은 분담하고 있는지에 대해서는 설명하지 못한다(Mannino and Deutsch 2007). 젠더 구성 관점은 젠더 이념 관점이 가지는 이러한 한계를 보완하는 이론으로서, 여성과 남성이 각자의 가사일의 분담으로부터 이끌어내는 젠더적인 의미의 중요성에 초점을 맞춘다(Erickson 2005). 즉, 가사일과 가족을 돌보는 일은 아내에게 어머니와 여성으로서의 젠더적인 정체성을 가지게 하기 때문에 여성은 더 많은 가사일을 분담하려고 할 수 있으며, 남편은 아버지와 남성으로서의 정체성을 보호하기 위해서 가사일을 덜 분담하려고 할 수 있다는 것이다(Erickson 2005). 연구들은 여성이 어머니로서의 역할을 다하지 못할 때 불편함을 느끼며(Major 1993), 남성은 직장이 위태로워질 때 자신의 젠더 정체성을 보호하기 위해서 가사일을 회피하는 경향이 있음을 보여준다(Arrighi and Maume 2000).

본 연구는 가구 내 가사일의 분배가 주로 여성의 책임으로 남아 있는 배경에 기초하여, 기존의 연구들과 동일하게 출산에 미치는 영향으로서 남성이 아닌 여성의 일가정양립의 어려움에 초점을 맞춘다. 국내의 연구들 역시 우리나라의 부부 간의 가사일이 주로 여성의 책임으로 머물러 있다는 것을 보여주고 있다. 은기수(2009)는 2004년 통계청이 시행한 생활시간조사를 사용하여 우리나라의 결혼한 부부를 대상으로 가사노동시간의 결정요인에 대한 분석을 실시하였다. 분석 결과, 근로에 투입하는 시간은 평균적으로 하루에 남성이 6시간 59분(68.9%), 여성이 3시간 9분(31.1%)인데 반하여, 가사일에 투입하는 시간은 평균적으로 하루에 남성이 49분(13.5%), 여성이 5시간 13분(86.5%)인 것을 발견하였다.²³⁾ 반면 유계숙(2010)은

23) 분석에 사용된 가사노동시간 변수에는 집안일(요리, 설거지, 청소 등),

2007-2008년 여성가족패널을 이용하여 우리나라의 맞벌이 부부의 가사분담현황을 살펴보았는데, 평일에는 남성이 34분/일, 여성이 4시간 4분/일, 주말에는 남성이 1시간 27분/일, 여성이 4시간 8분/일을 투입하는 것으로 나타났다. 이 비율은 일주일에 남성이 16.1%, 여성이 83.9%의 가사일을 분담하는 것으로, 맞벌이 부부의 경우에도 가사일은 대부분 여성의 책임으로 머물러 있음을 알 수 있다. 본 연구의 분석대상에서도 여성이 근로하고 있는 경우(평균 주당 44.2시간 근로)에, 여성의 주당가사일시간은 28시간이고 남성의 주당가사일시간은 6.2시간으로 상당한 차이가 나타났다(n=130). 비록 여성가족패널의 남성의 가사일 시간은 여성이 보고한 시간이라는 한계가 존재하지만, 그럼에도 불구하고 우리나라에서 육아를 포함한 일상적인 가사일은 주로 여성의 책임으로 한정되어 있다고 말할 수 있다.

돌봄노동(자녀 돌보기, 고령자 돌보기 등)이 포함되어 있다.

제 6 절 출산의도와 출산

기존의 연구들 중 특히 국내의 연구들은 출산을 대리할 수 있는 종속변수로 출산의도(fertility intentions)를 사용하는 경우가 대부분이다. 그러나 출산의도가 실제의 출산을 잘 설명하는지의 여부에 대해서는 대립되는 의견들이 존재하며, 따라서 실제의 출산이 최종적인 관심사일 때는 출산의도에 대한 분석의 결과만으로는 충분치 못하다. 만약 실제의 출산과 출산의도가 상당히 괴리되어 있는 경우에는, 출산의도에 대한 연구에만 기초하여 출산과 관련된 정책을 시행하였을 경우, 비효율적이며 잘못된 결과를 가져올 수도 있다.

출산의도가 출산을 잘 설명하는지에 대해서 분석한 연구들에서 출산의도는 크게 두 가지의 개념으로 구분되어진다. 하나는 일생 동안 출산하기를 원하는 아이의 수(quantum intentions)이며, 다른 하나는 특정한 기간 이내에 출산하기를 원하는 아이의 수(parity-progression intentions)이다. 이에 더해서 출산의도의 확실성과 부부 간에 출산의도가 일치하는지에 대해서도 연구들이 시행되었다(Speder and Kapitany 2009). 따라서 출산의도가 출산을 잘 설명하는지에 대해서 살펴보기 위해서는 출산의도들의 각각의 개념에 대한 연구들을 따로 살펴볼 필요가 있다.

먼저 일생 동안 출산하기 원하는(남성의 경우에는, 가지기를 원하는) 아이의 수가 일생 동안의 실제의 출산을 잘 설명하는지에 대해서 살펴보자. 그러나 일생 동안 출산하기를 원하는 아이의 수가 실제의 출산을 잘 설명하는지를 분석하는 것은 매우 어려운데, 그 이유는 출산의도를 보고한 사람의 재생산 기간이 모두 끝난 다음 출산한 아이의 수를 알아야 한다는 것이다(Speder and Kapitany 2009). 그러므로 일생 동안 출산하기 원하는 아이의 수가 일생 동안의 실제의 출산에 미치는 영향을 분석하는 것은 어려운 일이다. 그러나 Quesnel-Vallée and Morgan(2003)은 미국의 남성과 여성의 1957-1961년의 출생 코호트들을 대상으로 하여, 그들이 1982년에 가

진 출산의도가 2000년까지 확인된 출산아 수를 잘 설명하는지에 대해서 분석하였다. Quesnel-Vallée and Morgan(2003)은 40세 이상인 여성에게서는 출산이 거의 발생하지 않는다는 기존 연구들에 기초해서, 일생 동안 출산하기를 원하는 아이의 수와 실제의 출산 간의 관계에 대한 분석을 시행할 수 있었다. 그는 2000년에 40-44세인 여성의 38%와 남성의 33%가 1982년에 출산하기를 원했던 아이의 수를 정확하게 실현하였다는 것을 발견하였고, 여성의 38%와 남성의 46%는 의도했던 것보다 아이를 적게 출산하였고 여성의 24%와 남성의 21%는 의도했던 것보다 아이를 더 많이 출산하였다는 것을 발견하였다. 전체적으로 3명 이상의 아이를 가지고자 의도했던 사람들은 의도한 것보다 더 적은 아이를 가지는 경향이 있었고, 1명 이하의 아이를 가지고자 의도했던 사람들은 의도한 것보다 더 많은 아이를 가지는 경향이 있었다. 그리고 1982년에 결혼하지 않았거나 아이가 없었거나 교육과정에 있었던 여성은 의도한 것보다 더 적은 아이를 가졌다는 것을 발견하였다.

다음으로 특정한 기간 내에(e.g. 3년 이내에) 아이를 출산할 의도가 출산을 잘 설명하는지에 대한 연구들을 살펴보자. 먼저 Schoen et al.(1999)는 1987-1988년의 미국의 16-39세의 non-Hispanic 백인들을 대상으로 하여, 4년 이내에 아이를 출산할 의도가 실제의 출산을 잘 설명하는지를 분석하였다. 먼저 여성의 경우에는 4년 내 출산할 의도가 있는 여성의 46.9%가 4년 내 아이를 출산하였고, 4년 내 출산할 의도가 없는 여성의 75.7%가 4년 내 아이를 출산하지 않았다. 남성의 경우에는 4년 내 아이를 가질 의도가 있는 남성들 중 27.8%가 4년 내 아이를 가졌고, 4년 내 아이를 가질 의도가 없는 남성들 중 32.6%가 4년 내 아이를 가지지 않았다. 이 결과는 4년 이내의 출산의도와 4년 이내의 실제의 출산이 많은 차이를 가지고 있음을 보여주고 있다. 그렇지만 출산의도의 확실성과 통제변수들을 통제하였을 때, 출산의도는 출산을 잘 설명하였으며, 출산의도를 보고할 당시의 결혼여부가 출산의도의 달성여부에 중요한 영향을 미치는 요

인으로 나타났다. Speder and Kapitany(2009)는 헝가리를 대상으로 하여 2001-2002년의 18-39세인 사람들의 3년 이내의 출산의도가 달성되었는지를 분석하였다. 분석 결과, 3년 이내에 아이를 출산하기를 원하는 사람들 중 33.2%가 3년 이내에 아이를 실제로 출산하였고, 66.8%는 아이를 출산하지 않았으며, 3년 이내에 출산의도가 없었던 사람들 중 44.2%가 3년 이내에 아이를 출산하였으며 55.8%가 아이를 출산하지 않았다. 또한 연령, 출산아 수, 파트너의 여부가 출산의도의 실현에 중요한 영향을 미친다는 발견하였다.

Scheon et al.(1999)은 4년 이내 아이를 출산할 여부와 출산의 관계에 있어서 출산의도의 확실성이 미치는 영향에 대해서 분석하였으며, 출산의도가 있는지와 없는지의 여부를 확실성에 따라 3가지(very sure, moderately sure, not sure)로 구분한 자료를 사용하여, 출산의도가 있을 경우 출산의도가 확실할수록 아이를 더 출산하고 출산의도가 없을 경우 출산의도가 확실할수록 아이를 덜 출산한다는 것을 발견하였다. 또한 Scheon et al.(1999)은 배우자의 출산의도가 본인보다 더 높은지의 여부가 출산에 유의미한 영향을 미친다는 것을 발견하였다.

위와 같이 출산의도가 출산에 미치는 영향에 대해서 많은 연구들은 다양한 결과들을 제시하고 있다. 어떠한 연구들은 출산의도가 출산을 결정하는 매우 중요한 요인으로 보기도 하였으며, 또 다른 연구들은 출산의도와 출산이 상당히 괴리된 것으로 보기도 하였다(Billari et al. 2013; Speder and Kapitany 2009). 그러나 출산의도가 출산을 잘 설명하는지에 대한 연구들의 공통적인 결론은 출산의도와 출산의 관계에 영향을 미치는 요인들이 많이 존재한다는 것이며, 출산의도와 실제의 출산은 분명한 차이가 있다는 것이다. 따라서 실제의 출산이 최종적인 관심사인 경우와 출산에 영향을 미치는 독립변수들이 정책적으로 중요한 의미를 가지고 있을 경우에는, 실제의 출산에 대한 연구가 필요하다.

제 3 장 연구가설

본 연구는 여성이 직면하고 있는 근로상황과 가구 내 가사일 분담의 상황이 출산에 미치는 영향을 규명하는 것을 목적으로 한다. 분석모델은 기본적으로 부모는 아이를 통해서 효용과 가치를 얻는다는 가정에 기초한다. 아이의 존재가 부모의 효용을 증가시킨다는 가정은 기본적으로 경제학적 이론에 기초하고 있으며(Becker 1981; Becker and Lewis 1973), 이후의 연구들은 부모에게 있어서 아이의 가치는 매우 광범위한 영역에 걸쳐있음을 언급하고 있다(Friedman et al. 1994; Hoffman and Hoffman 1973; Nauck 2007).

그러나 여성에게 있어서 근로와 출산(또는 양육)은 양립하기 어렵다. 여성이 근로자와 어머니로서의 역할을 양립하기 어렵다는 가정은 일반적으로 역할 비양립성 가설(the role incompatibility)이라고 불리며(Nehrer and Nerlove 1986), 이 가설은 여성의 노동시장과 가정에서의 노동분담 상황이 출산에 미치는 영향을 분석하는 연구들의 기초가 되고 있다. 따라서 Rindfuss et al.(1996)은 여성이 직면하고 있는 근로자와 어머니로서의 역할 간의 비양립성을 줄여줄 수 있는 것은 어떤 것이라도 출산율을 증가시킬 수 있을 것이라고 말하였다.

구체적으로 본 연구는 여성이 직면하고 있는 근로와 가사일의 상황이 출산에 미치는 영향을 규명하기 위해서, 여성의 근로시간과 남성의 가사일분담비율²⁴⁾이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 검증한다. 둘째 아이를 선택한 이유는 다음과 같다. 첫째는 둘째 아이를 선택함으로써 부부가 자식을 전혀 가지지 않으려고 하거나, 자식을 가지는 것을 연기하거나(Torr & Short 2004), 또는 자식을 낳을 수 없는 경우가 분석에 미치는 복잡한 영향을 배제하기 위해서이다. 둘째는 부부는 적어도 한 명의 아이를 반드시 가져야만 한다는 사회

24) 본 연구에서 사용하는 남성의 가사일 분담비율은 여성과 남성의 주당 가사일 시간의 총합에서 남성이 분담하는 가사일의 비율을 의미한다.

적인 규범이 출산에 미치는 영향을 배제하기 위해서이다(Rindfuss et al. 1988). 셋째는 첫째 아이를 출산하고 양육함으로써 부부는 아이의 양육과 부부 간의 가사일의 분배(Presser 2001; Stolzen & Waite 1977), 그리고 여성은 일가정갈등에 대해서 더 정확하게 이해할 수 있기 때문이다.

본 연구는 먼저 여성의 주당근로시간이 많을수록 둘째 아이 출산이 저해될 것이라고 기대한다. 그 이유는 여성에게 있어서 많은 근로시간은 근로와 출산을 양립하기 어려운 상황을 의미하기 때문이다. 또한 본 연구는 ‘현재는(여성가족패널 1차 조사 당시) 근로하고 있지 않더라고 근로의사가 있는 여성’에 대해서도 분석을 실시한다. 왜냐하면 비록 현재는 근로하고 있지 않지만 앞으로 근로할 의사가 있는 여성에게 있어서, 출산은 앞으로의 취업을 저해하는 요인이기 때문이다. 구체적으로 여성가족패널 1차 조사 당시 근로하지 않는 여성 중, 2차 조사 때 근로하고 있거나 1차와 2차 조사 당시 지난 1개월 이내에 구직경험이 있거나 지난 1주 이내에 취업의사가 있었던 경우, 그리고 2007년과 2008년 취업을 위한 직업교육을 받은 여성을 ‘현재는 근로하고 있지 않지만 근로의사가 있는 여성’으로 구분하였다. 기존의 연구들은 ‘현재는 근로하고 있지 않지만 근로의사가 있는 여성’에 대해서 관심을 가지지 않았지만, 근로하고 있지 않은 여성들 중에서 근로의사가 있는 여성과 근로의사가 없는 여성은 분명히 다르기 때문에, 이에 대한 분석은 필요하다. 따라서 본 연구는 여성의 근로와 관련하여 다음의 두 가지의 가설을 검증한다.

연구문제 1. 여성의 근로시간은 둘째 아이 출산에 영향을 미치는가?

[연구가설 1-1] 여성의 근로시간은 둘째 아이 출산 여부에 부정적 영향을 미칠 것이다.

[연구가설 1-2] 근로하지 않는 여성 중에서 근로의사가 있는 여성

이 근로의사가 없는 여성보다 둘째 아이 출산 확률이 더 낮을 것이다.

다음으로 본 연구는 남성의 가사일 분담비율이 높을수록 둘째 아이 출산이 촉진될 것으로 기대한다. 그 이유는 가정에서 남편이 아내의 가사일을 많이 분담할수록, 출산으로 인해 여성이 감당해야 하는 가사일의 부담이 줄어들 것으로 기대할 수 있기 때문이다. 본 연구에서 사용하는 가사일 변수의 정의는 “육아를 포함한 가사일(설거지, 청소 등)”로서 전형적인 여성의 일로 간주되는 가사일이다. 이에 더해, 본 연구는 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산의 확률을 증가시키는 영향은 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’ 보다는 ‘근로에 대한 근로의사가 있는 여성(현재 근로하고 있는 여성 포함)’에게 더 클 것으로 기대한다. 왜냐하면 일가정양립의 어려움에 크게 직면하고 있는 여성은 ‘현재 근로하고 있거나 현재는 근로하고 있지 않지만 근로하기를 원하는 여성’이기 때문이다. 따라서 본 연구는 남성의 가사일 분담비율과 관련하여 다음의 두 가지의 가설을 검증한다.

연구문제 2. 남성의 가사일 분담비율은 둘째 아이 출산에 영향을 미치는가?

[연구가설 2-1] 남성의 가사일 분담비율은 둘째 아이 출산 여부에 정적 영향을 미칠 것이다.

[연구가설 2-2] 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산 여부에 미치는 영향은, ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’ 보다 ‘근로 의사가 있는 여성(현재 근로하고 있는 여성 포함)’에게서 정적 방향으로 더 클 것이다.

가구 내 가사일 분배와 둘째 아이 출산에 모두 영향을 미칠 수 있는 변수들은 남녀의 교육수준, 여성의 연령, 첫째 아이 출산 후

둘째 아이 출산 시기까지의 간격, 소득이다. 본 연구에서는 표본의 수와 자료의 한계로 인해서 여성의 소득능력을 통제하지 못하였는데, 대신 여성의 교육수준을 통해 소득능력을 간접적으로 통제하도록 한다. 여성의 교육수준은 출산에 대한 여성의 기회비용을 포착할 수 있는 중요한 변수이며, 기존의 연구들은 교육수준이 높은 여성일수록 출산시기를 늦추는 경향이 있음을 보여주고 있다 (Amuede-Dorantes and Kimmel 2005; Kneal and Joshi 2008; Miller 2010; O' Donghue et al. 2010; Rondinelli et al. 2010). 또한 남녀의 교육수준은 각자의 젠더 이념에 영향을 미치며, 이 젠더 이념은 가사일 분배와 가족 결과에 영향을 미칠 수 있다(Cooke 2004).

그리고 본 연구에서는 남편과 아내 외에 가사일을 도와주는 다른 사람이 있는지의 여부를 통제한다. 가사일을 도와주는 다른 사람이 있는 경우, 남편이 가사일을 분담하는 경우와 같이 여성의 가사일에 대한 부담이 줄어들 수 있기 때문이다. Cooke(2009)는 이를 통제하기 위해서 가구 내에 다른 성인이 있는지의 여부에 대한 변수를 사용하였고, 기존의 국내의 연구들(김정석 2007; 정혜은·진미정 2008; 정은희·최유석)은 여성의 친정어머니와 시어머니의 생존여부로 이를 통제하였다. 이 결과들은 다소 차이는 있지만 가구 내 다른 성인이 있을 경우 둘째 아이 출산의 확률이 증가하며(Cooke 2009), 여성의 친정어머니가 생존해 계실 때 여성의 둘째 아이 출산의도가 더 높다는 것을 보여준다(김정석 2007; 정혜은·진미정 2008; 정은희·최유석). 그러나 기존의 연구들에서 사용한 변수들은 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지의 여부를 통제하는데 있어서 한계를 지닌다. 그러나 여성가족패널은 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지의 여부에 대해 직접적으로 물어보기 때문에, 본 연구에서는 이 변수를 통제변수로 사용하여 가사일을 도와주는 다른 성인의 존재가 출산에 미치는 영향에 대해서 더 정확하게 살펴보고자 한다.

다음으로 본 연구의 가장 중요한 통제변수인 연령은 출산에 영향을 미치는 대표적인 요인이다. 생물학적으로 여성은 나이가 많고 특

히 첫째를 출산한 경험이 있을 경우, 출산에 어려움을 겪게 된다(Kohler et al. 2002). 그리고 출산을 연기하는 것은 일반적으로 출산아 수의 감소에 영향을 미친다(Billari and Kohler 2004; Bongaarts and Feeney 1998; Kohler et al. 2002; Morgan and Rindfuss 1999; Morgan and Taylor 2006; Quesnel-Vallée and Morgan 2003). 그 이유는 여성이 출산을 연기할수록 여성의 남은 재생산기간이 줄어들고 생산력이 저하되며 불임의 확률이 높아지고 여성 스스로 출산의 도를 낮출 수 있기 때문이다(Morgan and Taylor 2006). 또한 사회에는 출산에 적합하다고 판단되는 연령의 한계(age deadlines)에 대한 규범이 존재하며, 이러한 규범은 출산연령에 영향을 미친다(Billari et al. 2011; Liefbroer and Billari 2010; Settersten and Hagestad 1996). 그러나 최근에는 늦은 나이에서 출산율이 증가하고 있으며 특히 높은 교육수준을 가진 여성에게서 출산율이 증가하고 있다(Rindfuss et al. 1996). 또한 관련 연구들은 첫째 아이 출산 후의 시간이 둘째 아이 출산에 유의미한 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다(Cooke 2004; Cooke 2009; Torr & Short 2004). 따라서 본 연구에서는 여성의 연령과 첫째 아이의 연령을 통제하였다.

마지막으로 소득은 둘째 아이 출산에 영향을 미칠 수 있는 요인이다. Becker and Lewis(1973)는 부모는 아이를 가지기를 원하기 때문에 소득이 증가할 경우 아이를 더 가지게 되는 영향(소득효과)이 존재하지만, 반면 소득이 증가할 경우 아이 1명 당 투자하는 비용이 증가하기 때문에 아이에 대한 기회비용이 커져 아이를 덜 가지게 되는 영향(가격효과)이 존재한다고 설명하였다. Becker(1981)는 역사적으로 부자일수록 아이의 질을 높이기 위한 기회비용이 증가하게 되어 더 적은 가구를 구성하였다는 것을 지적하였으며, Lee and Mason(2010)은 출산율이 낮은 나라일수록 아이 1명에 대한 인적자본의 지출이 상당히 높다는 것을 발견하였다. 비록 관련된 연구들에서는 소득이 출산에 미치는 영향이 일관되게 확인되지는 않지만, 소득은 위의 연구와 같이 아이의 수에 미치는 양과 질의 대립되는 영향

을 가지고 있다고 가정되므로(Cooke 2009) 본 연구에서도 소득이 출산에 미치는 영향을 통제한다.

제 4 장 연구방법 및 변수설정

제 1 절 연구방법

여성가족패널은 아내의 근로시간과 남편의 가사일분담비율이 출산에 미치는 영향을 분석하는데 필요한 적합한 데이터셋을 제공한다. 여성가족패널은 본 연구에 필요한 근로시간, 가사일시간, 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지의 여부, 교육수준, 소득, 구직여부, 근로의사 등의 자료를 모두 포함하는 동시에, 종적 자료로서 출산력을 정확하게 파악할 수 있는 장점을 가지고 있다. 현재 우리나라에서 이러한 모든 정보를 갖춘 패널은 여성가족패널이 유일하다. 여성가족패널은 “크게 가구용 설문, 개인용 설문, 일자리용 설문으로 구분되며, 가족, 일, 일상생활의 3가지 주요영역을 바탕으로 여성의 경제활동, 가족실태, 가족가치관, 건강 등에 관해 조사”(여성가족패널 홈페이지)하고 있다.

여성가족패널 1차 조사는 2007년 9월부터 시행되었으며, 전국 일반가구 중 만19세 이상 만64세 이하의 여성가구원이 있는 가구를 대상으로 9,068가구를 추출하였고, 이 가구에 거주하는 만19세 이상 만64세 이하 여성 9,997명을 원표본으로 구축하였다. 여성가족패널 2차 조사는 1차 조사 후 1년 뒤인 2008년 10월에 시행되었지만, 3차 조사는 2차 조사 후 2년 뒤인 2010년에 시행되었다. 이 이후로 여성가족패널은 2년 주기로 조사를 시행하고 있다. 2012년에 4차 조사가 완료되었으나 데이터는 현재 공개되지 않았다. 2차 웨이브는 1차 웨이브에서 조사된 9,068개의 가구 중 7,714개의 가구를 조사하여 85.3%의 표본유지율을 기록하였고, 3차 웨이브는 7,209개의 가구를 조사하여 80.1%의 표본유지율을 기록하였다.

본 연구에서는 아내의 근로시간과 남편의 가사일분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 분석하기 위해서, 이항 로지스틱 회귀분

석(binary logistic regression analysis)을 사용한다. 분석대상은 여성 가족패널 1차 웨이브에서 한 아이가 있으며 남편과 함께 거주하고 있는(사실혼 관계) 만39세 이하의 여성이다. 기존의 연구들은 만44세 혹은 만49세까지의 여성까지 분석에 포함시키지만 본 연구에서는 만39세의 여성까지를 분석에 포함시켰다. 그 이유는 본 연구의 분석 대상에 포함되는 만40세 이상의 여성 중에서, 본 연구의 종속변수에 해당하는 2008년 6월부터 2009년 5월까지 둘째 아이를 출산한 여성은 단 한 명도 나타나지 않았기 때문이다. 또한 1차 조사 당시 여성의 출산경험이 한 번이었으며 현재 가구에 거주하는 아이가 바로 자신이 출산한 아이인 경우만을 분석대상으로 하였다. 이 외에도 부부가 남편의 직장 등의 이유로 인해 현재 일시적으로 따로 거주하고 있거나, 현재 함께 거주하고 있는 아이가 첫째 아이가 아닌 경우도 분석에서 제외하였다.²⁵⁾

또한 본 연구에서는 2008년 5월 이전에(5월을 포함하여) 둘째 아이를 출산한 가구는 분석대상에서 제외하였다. 그 이유는 1차 조사가 2007년 9월부터 시행되었기 때문에, 2008년 5월 이전에 둘째 아이를 출산한 가구에 대해서는 독립변수와 종속변수 간의 인과관계를 분명히 하는 것이 어렵기 때문이다. 만약 1차 조사 후 바로 둘째 아이를 출산한 경우도 분석에 포함시킨다면 분석결과는 잘못된 결과를 제공할 수 있다. 왜냐하면 둘째 아이를 임신하였기 때문에 여성이 근로하지 않게 되거나 남성이 가사일을 더 많이 분담하게 되는 경우가 있을 수 있기 때문이다.

본 연구에서는 실제의 출산이 종속변수이므로, 2차 조사에서 탈락되지 않고 조사된 가구만이 분석대상이 되었다. 또한 2008년 6월부터 2009년 5월까지 둘째 아이를 출산한 경우를 둘째 아이를 출산한 것으로 보았다. 둘째 아이 출산 여부의 기간을 2009년 5월까지로 한

25) 여성이 한 명의 아이만을 출산하였고 그 아이와 함께 거주하고 있는 데도 불구하고, 그 아이가 가구원 정보에서 둘째 아이로 보고되는 경우가 존재한다. 이러한 경우는 남편이 이미 아이를 기르고 있었고 그 이후에 현재 사실혼 관계에 있는 아내와 아이를 가졌을 경우에 발생할 수 있다.

정한 데는, 두 가지의 이유가 존재한다. 첫째 이유는, 3차 조사에서 탈락한 분석대상이 존재하기 때문이다. 본 연구의 최종분석대상 543명 중 78명은 3차 조사에서 탈락되었다. 이러한 상황에서 둘째 아이 출산 여부의 기간을 더 늘린다면, 3차 조사에서 탈락된 78명의 출산력을 정확하게 확보하기가 어렵다. 더 구체적으로 말하면, 2차 조사는 2008년 10월부터 시행되었다. 따라서 2008년 8월까지의 임신여부는 최소한 2008년 10월까지의 정확한 정보를 알 수 없다는 가정 하에서(여성가족패널은 임신여부를 조사한다), 여성이 2008년 8월에 임신했을 경우 일반적으로 9개월 뒤인 2009년 5월에 둘째 아이를 출산하게 되므로 2009년 5월까지를 둘째 아이 출산 여부의 기간으로 한정하였다. 따라서 3차 조사에서 탈락된 분석대상이 2차 조사 때 임신 중이 아니라고 보고할 경우 2009년 5월까지 둘째 아이를 출산하지 않은 것으로 보았고, 만약 임신 중이라고 보고하였을 경우(4명) 임신한 날로부터 9개월 뒤에 둘째 아이를 출산한 것으로 보았다. 둘째 이유는, 독립변수와 종속변수와의 관계를 명확하게 하기 위해서이다. 여성의 근로상황, 남성의 가사일 분담비율, 둘째 아이 출산의 확률 등은 모두 여성의 생애주기에 따라 다르다. 특히 여성의 근로상황과 남성의 가사일 분담비율이 생애주기에 따라 변한다면, 이 변수들이 둘째 아이 출산에 미치는 영향은 둘째 아이 출산 여부의 기간을 길게 설정할수록 정확하게 파악하는 것이 어려워진다. 따라서 Cooke(2004, 2009)는 가구 내 노동분배가 출산에 미치는 영향을 분석하기 위해서 시사건분석(event history analysis)을 사용하였다. 시사건분석은 독립변수와 출산의 기간을 1년으로 한정하기 때문에, 독립변수와 종속변수 간의 관계에 대한 더 정확한 분석을 할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구는 독립변수들이 약 1년 7개월 이내에 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 파악하며, 이러한 길지 않은 둘째 아이 출산 여부의 기간은 독립변수와 종속변수의 정확한 관계를 파악하는데 유리하다.

여성가족패널에서 위의 조건들을 충족하는 분석대상은 573개의

가구이다. 독립변수들에 존재하는 미싱데이터로 인해서 30개(4.2%)의 가구가 제외되어,²⁶⁾ 최종적인 분석대상은 543개의 가구가 되었다. 2차 조차에서 탈락된 가구는 분석에서 제외되었으므로 2차년도 종단 가중치를 적용하여 분석하였으며, 로버스트 표준오차(Robust standard error)를 사용하였다.

26) 미싱데이터는 여성 주당근로시간에서 6개, 남성 가사일분담비율에서 2개, 여성 가사일시간에서 1개, 가사일을 도와주는 사람이 있는지의 여부에서 2개, 남성 교육수준에서 4개, 가구총소득에서 18개가 발생하였다.

제 2 절 변수설정

[표 1] 변수들의 조작적 정의

변수	조작적 정의
둘째 아이 출산	더미변수. 2008 '06월~2009' 05월에 둘째 아이를 출산하였을 경우 1로 코딩하고 출산하지 않았을 경우 0으로 코딩함.
여성 주당 근로시간	<p>3개의 더미변수. 여성의 주당근로시간과 적극적 근로의사에 기초하여 생성함. 여성이 근로하는 경우에 대한 2개의 더미변수는 각각에 포함되는 표본의 개수가 최대한 동일하게 될 수 있도록 구분하였음.</p> <p>기준변수: 여성이 근로하지 않고 근로의사도 없음.</p> <p>2h 이상 40h 이하(더미변수1): 여성이 주당 2시간 이상 40시간 이하 근로할 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.</p> <p>40h 초과(더미변수2): 여성이 주당 40시간 초과로 근로할 경우 1로 코딩하고 나머지의 경우 0으로 코딩함.</p> <p>근로의사 있으나 근로 안함(더미변수3): 여성이 근로의사는 있으나 근로를 하지 않을 경우 1로 코딩하고 나머지의 경우 0으로 코딩함.</p> <p>(더미변수3을 사용하지 않을 경우에 기준변수는 근로하지 않는 여성을 모두 포함함)</p>
남성 가사 일 분담비 율	3개의 더미변수. 여성과 남성의 주당 가사일 시간을 합한 총 가사일 시간 중 남성이 차지하는 가사일 시간의 비율. 남성이 가사일을 참여하는 경우에 대한 3개의 더미변수는 각각에 포함되는 표본의 개수가 최대한 동일하게 될 수 있도록 구분하였음.

기준변수: 남성이 가사일을 분담하지 않음.

0% 초과 6.61% 이하(더미변수1): 남성이 총 가사일 시간 중 가사일을 분담하는 비율이 0% 초과 6.61% 이하인 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.

6.61% 초과 16.67% 이하(더미변수2): 남성이 총 가사일 시간 중 가사일을 분담하는 비율이 6.61% 초과 16.67% 이하인 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.

16.67% 초과(더미변수3): 남성이 총 가사일 시간 중 가사일을 분담하는 비율이 16.67% 이하인 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.

여성 가사 연속변수. 여성의 주당 가사일 시간. (단위: 시간/주)

일 시간

가사일을 더미변수. 여성이 본인과 남편 외에 현재 집안일을 도와주는 다른 성인이 있다고 보고한 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.

이 있는지

의 여부

교육수준 3개의 더미변수. 완료한 교육 중 가장 높은 수준의 교육으로 여성과 남성 모두에 대해서 변수를 생성함. 기준변수: 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 경우.

2/3년대 대학(더미변수1): 최종학력이 2/3년제 대학일 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.

4년제 대학(더미변수2): 최종학력이 4년제 대학일 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.

대학원(더미변수3): 최종학력이 대학원일 경우 1로 코딩하고, 나머지의 경우 0으로 코딩함.

여성의 연 2개의 연속변수. 여성의 만 나이와 여성의 만 나이의

령 제곱의 변수를 생성하였음. (단위: 만 나이)
 첫째 아이 2개의 연속변수. 첫째 아이의 만 나이와 첫째 아이의
 의 연령 만 나이의 제곱의 변수를 생성하였음. (단위: 만 나
 이)
 로그 균등 2개의 연속변수. 가구의 2007년 상반기 가구총소득
 화 가구총 (단위: 만원)을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 다음,
 소득 이 값에 1을 더하고 자연로그를 취하여 로그균등화가
 구총소득의 변수와 이 변수의 제곱항을 생성하였음.
 가구총소득은 근로소득, 사업소득, 금융소득, 부동산
 소득, 공공이전소득, 사전이전소득, 기타소득을 포함
 함. (단위: 만원)

종속변수는 2008년 6월부터 2009년 5월까지 둘째 아이를 출산한
 여부이다(0=아니오; 1=예). 여성가족패널은 아이를 임신한 날짜, 출산
 결과, 출산한 날짜에 대한 조사를 시행하고 있다. 이에 더해서 본
 연구는 2차와 3차 조사의 가구원 정보를 통해서 더욱 정확한 가구
 구성과 출산력을 확보하였다. 543개의 가구 중 108개의 가구(19.9%)
 가 2008년 6월부터 2009년 5월에 둘째 아이를 출산하였다.

여성의 주당근로시간 변수는 3개의 더미변수를 사용하여 분석하
 였다. 여성가족패널 1차 조사는 임금근로자의 경우에는 주당평균근
 로시간과 주당초과근로시간을 조사하며, 특수고용직 종사자²⁷⁾의 경
 우에는 주당평균근로시간을 조사한다. 비임금근로자의 경우에는 주
 당 근로하는 일수와 평일평균근로시간, 주말평균근로시간을 조사한
 다. 본 연구는 이 자료에 기초해서 근로하는 여성의 근로시간의 변
 수를 생성하였다. 그러나 총 여성 중 근로하지 않는 여성의 비율
 (76%)이 매우 높기 때문에, 근로시간을 연속변수로 투입하지 않고

27) 특수고용직 종사자는 “개인사업자로서 회사 또는 업체와 도급(위탁,
 위임)계약을 맺고 본인의 노무를 제공하거나 과업을 완수하고 그 대가
 로 보수(수수료)를 받는 형태의 일자리(여성가족패널 설문지)” 를 의미한
 다.

더미변수로 투입하였다. 여성이 근로하는 경우에 ‘주당 2시간 이상 40시간 이하 근로’ 하는 경우와 ‘주당 40시간 이상 근로’ 하는 경우에 대한 2개의 더미변수를 생성하였다. 주당 40시간을 기준으로 더미변수를 구분한 이유는, 두 더미변수에 포함되는 표본의 개수가 최대한 같게 하기 위해서이다. 근로시간에 대해서 3개의 더미변수를 생성하여 분석해보았으나 2개의 더미변수를 사용할 때에 모델의 설명력이 더 높았으므로, 본 연구에서는 2개의 더미변수를 사용하였다. 이에 더해서 본 연구는 1차 조사 당시 ‘근로하고 있지 않지만 근로의사가 있는 여성’은 분명히 출산에 대한 기회비용 및 부담이 존재한다고 볼 수 있기 때문에, 1차 조사 당시에는 ‘근로하고 있지 않았지만 근로의사가 있는 여성’에 대한 더미변수를 추가로 생성하였다. 이 더미변수는 1차 조사 당시 근로하지 않는 여성 중, 2차 조사 때 근로하고 있거나 1차와 2차 조사 당시 지난 1개월 이내에 구직경험이 있거나 지난 1주 이내에 취업의사가 있었던 경우, 그리고 2007년과 2008년에 취업을 위한 직업교육을 받은 여성으로 구성되었다. 이 더미변수에 포함되는 여성은 101명이었다. 여성의 주당 근로시간과 관련된 최종적인 더미변수는 ‘주당 2시간 이상 40시간 이하 근로’, ‘주당 40시간 초과 근로’, ‘근로하고 있지 않지만 근로의사 있음’에 각각 해당하는 여성이며, 기준변수는 ‘근로하고 있지 않으며 근로의사도 없음’에 해당하는 여성이다. ‘근로하고 있지 않지만 근로의사 있음’의 변수가 모델에 투입되지 않는 경우에, 기준변수는 ‘근로하고 있지 않음’에 해당하는 여성이다.

남성의 가사일 분담비율 변수는 3개의 더미변수를 사용하여 분석하였다. 여성가족패널은 아내 본인과 남편의 가사일 시간을 여성에게 물어본다. 설문에 포함되는 가사일은 “육아를 포함한 집안일(설거지, 청소 등)”로 전형적으로 여성에게 해당되는 일상적인 가사일을 조사하지만 그에 대한 정의가 매우 정교하지는 않다. 여성가족패널은 평일과 토요일과 일요일을 구분하여 해당 기간에 가사일을 평균적으로 얼마만큼의 시간 동안 수행하는지에 대해서 분 단위로 조

사한다. 본 연구에서는 이 자료를 합하여 남성과 여성의 주당 가사일 시간을 계산하였다. 남성의 가사일 분담비율은 여성과 남성의 주당 가사일 시간을 합한 총 가사일 시간 중 남성의 주당 가사일 시간이 차지하는 비율로 계산하였다. 이렇게 계산된 남성 가사일분담비율은 더미변수로 생성하였다. 더미변수를 사용한 이유는 남성 가사일분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향이 비선형이었기 때문이며, 남성이 가사일을 분담하는 여부 자체가 둘째 아이 출산에 있어서 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났기 때문이다. 따라서 남성이 가사일을 전혀 분담하지 않는 경우를 기준변수로 설정하였고, 남성의 가사일 분담비율에 따라 3개의 더미변수를 사용하였다. 3개의 더미변수는 각각에 포함되는 표본의 개수가 최대한 같게 되도록 구분하였다. 최종적으로 생성된 더미변수는 남성이 ‘0% 초과 6.61% 이하 가사일을 분담’, ‘6.61% 초과 16.67% 이하 가사일을 분담’, ‘16.67% 초과 가사일을 분담’ 하는 경우이며, 기준변수는 남성이 ‘가사일을 조금도 분담하지 않는’ 경우이다.

이에 더해서, 본 연구는 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향이 ‘여성이 근로하고 있거나 취업의사가 있는 경우’에 ‘여성이 근로하고 있지 않으며 취업의사도 없는 경우’에 비해서 정적인 방향으로 더 크다는 가설을 확인하기 위해, 남성 가사일 분담비율의 각각의 더미변수와 ‘여성이 근로하고 있거나 취업의사가 있는지의 여부’와의 상호작용항을 생성하였다. 또한 본 연구에서 사용된 가사일 시간은 모두 여성이 대답한 가사일이며, 미국의 부부를 대상으로 한 연구(Kamo 2000)는 남편과 아내가 보고한 아내의 가사일²⁸⁾ 투입시간은 비슷하게 나타난 반면, 아내가 보고한 남편의 가사일시간은 남편이 보고한 남편의 가사일시간보다 더 적다는 것을 발견하였다. 그러나 본 연구에서의 주 관심사는 남성이 가사일을 분담하는 비율이므로, 남성이 보고한 가사일 시간을 사용

28) 식사 준비, 설거지, 집청소, 집 밖의 잡일, 쇼핑, 세탁/다리미질, 세금 납부, 자동차 유지, 운전(가족 이동).

하지 않더라도 분석에는 문제가 없다.

여성 주당 가사일시간은 연속변수 그대로 사용하였다. 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지의 여부는 더미변수로 생성하였다. 여성가족패널은 아내와 남편을 제외하고 집안일을 도와주는 사람이 있는지의 여부에 대해서 조사하고 있으며, 임금을 주고 고용한 사람을 포함한 집안일을 도와주는 모든 사람에 대해 조사한다. 본 연구의 분석대상인 543명의 여성 중 57명이 집안일을 도와주는 다른 사람이 있다고 응답하였으며, 구체적으로 도와주는 사람은 여성을 기준으로 시부모가 28명, 친정부모가 21명, 시댁식구가 1명, 친정식구가 5명, 가사도우미(베이비시터 포함) 2명이었다. Cooke(2009)는 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지의 여부를 통제하기 위해서 함께 거주하는 가구구성원 중 부부 외에 다른 성인이 존재하는지의 여부를 통제하였고, 국내의 연구들(김정석 2007; 정혜은·진미정 2008; 정은희·최유석)은 여성의 친정어머니와 시어머니의 생존여부를 통제하였다. 그러나 부부 외에 가사일을 도와주는 사람이 있는지의 여부를 통제하는데 있어서 기존의 연구들에서 사용한 변수들은 분명한 한계를 지닌다. 따라서 본 연구에서는 부부 외에 가사일을 도와주는 다른 사람이 있는지의 여부에 대한 정확한 변수를 사용함으로써, 부부 외에 가사일을 도와주는 사람이 있는지의 여부가 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 더 정확하게 분석하고자 한다.

교육수준은 아내와 남편 각각에 대해서 최종학력이 고졸이하인 경우를 기준변수로 하였으며, 최종학력이 ‘2/3년제 대학’, ‘4년제 대학’, ‘대학원’인 경우에 대한 3개의 더미변수를 생성하였다. 연령변수는 여성의 만 나이와 첫째 아이의 만 나이에 대한 연속변수를 사용하였으며, 비선형 관계를 확인하기 위해서 각각의 변수를 제공한 제곱항을 포함하였다.

마지막으로 소득은 로그 균등화 가구총소득을 사용하였다. 가구총소득에는 2007년 상반기의 가구의 근로소득, 사업소득, 금융소득, 부동산소득, 공공이전소득, 사적이전소득, 기타소득을 포함한다. 여성

가족패널은 이 모두를 포함한 가구총소득을 직접 계산하여 제공하고 있다. 상반기 가구총소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 균등화시켰고, 이 값에 1을 더한 후 자연로그를 취하여 로그 균등화 가구총소득의 변수를 생성하였다. 그리고 비선형관계를 확인하기 위해서 이 변수를 제곱한 제곱항을 포함하였다.

제 5 장 분석결과

[표 2] 분석대상에 대한 기술통계량

	N = 543	
	평균/비율	표준편차
둘째 아이 출산 (08 '6월-09' 5월)	0.20	
1차 웨이브, 2007년		
여성 주당근로시간	10.58	20.96
여성 주당근로시간 (근로 중인 여성만)	44.20	18.66
근로하지 않는 여성	0.76	
2h 이상 40h 이하 근로하는 여성	0.12	
40h 초과 근로하는 여성	0.12	
근로하지 않지만 근로의사가 있는 여성	0.19	
여성 주당가사일시간	45.01	34.14
남성 주당가사일시간	5.90	8.43
남성 가사일분담비율	12.12	13.91
가사일을 조금도 분담하지 않는 남성	0.19	
0% 초과 6.61% 이하 가사일을 분담하는 남성	0.26	
6.61% 초과 16.67% 이하 가사일을 분담하는 남성	0.29	
16.67% 초과 가사일을 분담하는 남성	0.26	
가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지의 여부	0.10	
여성 고졸 이하	0.38	
여성 2/3년대 대학	0.25	
여성 4년제 대학	0.33	
여성 대학원	0.04	

남성 고졸 이하	0.30	
남성 2/3년제 대학	0.18	
남성 4년제 대학	0.46	
남성 대학원	0.04	
여성 연령	31.84	4.08
첫째 아이 연령	3.21	3.62
로그 균등화 가구총소득 (단위: 만원/6 개월)	6.74	0.75

주: 제시된 결과는 가중치가 적용되지 않은 결과이다.

[표 2]는 분석대상에 대한 기술통계량이다. 분석에 포함된 가구의 여성의 나이는 만20-39세이며, 첫째 아이의 나이는 만 17세 이하이다. 분석 대상 중 한 아이가 있는 가구의 여성 중 24%가 근로하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 근로하고 있는 여성들의 평균 주당근로시간은 44.2시간으로 매우 높게 나타났다. 이것은 우리나라에 여성이 할 수 있는 파트타임 일자리가 부족하다는 것과 우리나라의 평균근로시간이 매우 높다는 것을 보여준다. 또한 ‘현재는 근로하고 있지 않지만 근로의사가 있는 여성’이 19%로 매우 높게 나타났다. 이것은 우리나라의 노동시장이 근로의사가 있는 여성을 충분히 수용하지 못하고 있다는 것을 간접적으로 보여주며, 여성의 근로상황이 출산에 미치는 영향에 있어서 ‘현재는 근로하고 있지 않더라도 근로의사가 있는지의 여부’에 대한 분석이 필요하다는 것을 함의한다.

또한 남성의 가사일 분담비율이 매우 낮게 나타났다. 물론, 여성과 남성의 가사일 시간이 모두 여성이 보고한 가사일 시간이기는 하지만, 남성이 조금의 가사일을 조금도 분담하지 않고 있다고 보고한 여성은 분석대상 전체의 19%나 되었다. 주당 평균 가사일 시간은 여성이 45.0시간, 남성이 5.9시간으로 나타났으며, 이것은 “육아를 포함한 집안일(설거지, 청소) 등”이 거의 전적으로 여성의 책임

[표 3] 08' 6월-09' 5월 둘째 아이 출산의 결정요인에 대한 로지스틱 회귀분석 결과

	Model 1			Model 2		
	회귀계수	표준오차	odds ratio	회귀계수	표준오차	odds ratio
(여성 주당근로시간 ¹⁾)						
2h 이상 40h 이하	-0.57	0.50	0.56	-0.83	0.52	0.44
40h 초과	-2.02**	0.73	0.13	-2.23**	0.72	0.11
근로 의사 있으나 근로 안함				-1.74***	0.50	0.18
(남성 가사일 분담비율 ²⁾)						
0% 초과 6.61% 이하	1.14*	0.53	3.14	1.05*	0.52	2.86
6.61% 초과 16.67% 이하	1.38**	0.53	3.96	1.42**	0.52	4.14
16.67% 초과	1.70**	0.54	5.46	1.59**	0.54	4.92
여성 가사일 시간	0.01*	0.00	1.01	0.01*	0.00	1.01
가사일을 도와주는 다른 성인이 있음	0.84+	0.45	2.31	0.81+	0.44	2.25
여성 2/3년제 대학 ³⁾	0.62+	0.37	1.87	0.69+	0.37	2.00
여성 4년제 대학	-0.06	0.47	0.94	0.10	0.48	1.11

여성 대학원	-1.44+	0.80	0.24	-1.40+	0.82	0.25
남성 2/3년제 대학	-0.38	0.43	0.69	-0.44	0.42	0.65
남성 4년제 대학	-0.05	0.43	0.95	-0.17	0.43	0.84
남성 대학원	0.32	0.74	1.37	0.34	0.71	1.41
여성 연령	-0.02	0.48	0.99	0.12	0.48	1.13
여성 제곱 연령	0.00	0.01	1.00	0.00	0.01	1.00
첫째 아이 연령	0.89***	0.24	2.43	0.93***	0.25	2.53
첫째 아이 제곱 연령	-0.15***	0.04	0.86	-0.15***	0.04	0.86
로그균등화가구총소득	-0.34	0.45	0.71	-0.52	0.41	0.59
제곱 로그균등화가구총소득	0.03	0.05	1.03	0.04	0.05	1.04
상수항	-1.64	7.16		-2.70	7.12	
Log-likelihood		-222			-212	
Wald chi-square		46.09***			57.20***	
N			543			

주: +p<.10. *p<.05. **p<.01. ***p<.001. 로버스트 표준오차(Robust Standard Error)를 사용함.

- 1) 여성주당근로시간의 더미변수들의 기준변수는 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’이다.
- 2) 남성가사일분담비율의 더미변수들의 기준변수는 남성의 가사일분담비율이 0%인 경우이다.
- 3) 교육수준의 더미변수들의 기준변수는 고졸 이하의 교육수준이다.

으로 머물러 있음을 보여주는 것이다.

반면 남녀의 교육수준은 여성이 남성보다 낮은 편이었지만 대체로 비슷하게 나타났다. 특히 대학원을 졸업한 비율은 남성과 여성 모두 전체의 4%를 차지하였으며, 대학(2/3년제 대학과 4년제 대학)을 졸업한 여성은 58%, 남성은 64%로 비슷하였다. 본 연구의 분석 대상의 여성의 만 나이는 31.8세였으며, 첫째 아이의 만 나이는 3.2세였다.

[표 3]은 둘째 아이 출산의 결정요인에 대한 분석결과이다. Model 1은 ‘근로하고 있지 않으나 근로의사가 있는 여성’에 대한 변수가 제외되어 있고, Model 2는 ‘근로하고 있지 않으나 근로의사가 있는 여성’에 대한 변수가 포함되어 있다. [연구가설 1-2]에서 예측하였던 것과 같이, ‘근로하고 있지 않으나 근로의사가 있는 여성’은 ‘근로하고 있지 않고 근로의사도 없는 여성’에 비해서 둘째 아이를 출산할 오즈(odds ratio)가 82% 낮았으며, 이 차이는 0.1% 수준에서 유의하였다.

Model 2는 Model 1보다 log-likelihood가 10 증가하였으며 이 증가는 0.1% 수준에서 유의미하였다. 따라서 Model 2가 Model 1보다 적합하다. 따라서 Model 2를 통해서 주요 독립변수들이 종속변수에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 먼저 [연구가설 1-1]에서 예측하였던 것과 같이 ‘주당 40시간 초과로 근로하는 여성’은 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’에 비해서 둘째 아이를 출산할 오즈가 89% 낮았고 이 차이는 1% 수준에서 유의하였다. 또한 ‘주당근로시간이 40시간 초과인 여성’은 ‘근로시간이 2시간 이상 40시간 이하인 여성보다’ 둘째 아이를 출산할 오즈가 75% 낮았으나 이 차이는 10% 수준에서 한계적으로 유의하였다. 나머지 더미변수들 간의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다.

이 결과는 여성의 고용이 출산에 대한 기회비용을 증가시킨다는 설명(Becker 1985; Becker and Lewis 1973)과 여성의 일가정양립의 어려움이 클수록 출산이 저해된다는 역할 비양립성 가설(Nehrer

and Nerlove 1986; Rindfuss et al 1996)에 기초한 설명이 적합하다는 것을 보여준다. 그러나 여성의 근로시간이 둘째 아이 출산 또는 출산계획에 미치는 영향에 대해 국내를 대상으로 이루어진 기존의 연구들은 다소 복잡한 결과를 보여주고 있다. 그 이유는 특정한 기간 안에 실제로 발생한 출산과 기간이 한정되지 않은 향후 출산의도는 상당히 다르기 때문이다. 김정석(2007), 박수미(2008), 박소영(2008), 정은희·최유석(2013)은 여성의 근로여부가 여성의 둘째 아이 출산 의도에 미치는 영향을 확인하지 못한 반면, 김영임(2010)은 취업여성이 미취업여성보다 둘째 아이 출산계획이 더 낮다는 것을 발견하였다. 그러나 실제 출산에 대해서 연구한 민현주·김은지(2011)와 정은희·최유석(2013)은 취업여성이 미취업여성에 비해서 둘째 아이 출산을 적게 하는 것을 발견하였다. 본 연구 역시 여성의 근로가 실제의 출산을 저해한다는 것을 기존의 연구와 일관되게 보여주고 있다. 또한 이에 더해 본 연구는 비록 ‘현재는 근로하고 있지 않더라도 근로의사가 있는 여성’은 ‘근로하고 있지 않고 근로의사도 없는 여성’보다 둘째 아이를 출산할 확률이 상당히 낮다는 것을 보여주고 있다. 이러한 본 연구의 결과는 여성의 근로시간 및 근로상황이 출산에 미치는 영향을 분석하는데 있어서, 비록 ‘현재는 근로하고 있지 않더라도 근로의사가 있는 여성’이 분석에 포함되는 것이 필요하다는 것을 보여주는 것이다.

다음으로 남성의 가사일 분담이 출산에 미치는 영향에 대해서는, [연구가설 2-1]에서 예측하였던 것과 같이 ‘남성이 가사일을 분담하고 있을 경우’에 ‘남성이 가사일을 전혀 분담하지 않는 경우’에 비해서 둘째 아이 출산 확률이 유의미하게 높다는 것을 발견하였다. 구체적으로 ‘남성이 가사일을 전혀 분담하지 않는 경우’에 비해서 ‘남성이 0% 초과 6.61% 이하 가사일을 분담하고 있는 경우’, ‘6.61% 초과 16.67% 이하로 가사일을 분담하고 있는 경우’, ‘16.67% 초과로 가사일을 분담하고 있는 경우’에 둘째 아이를 출산할 오즈가 각각 2.86배, 4.14배, 4.92배로 증가하였으며, 이 영향은

각각 5%, 1%, 1% 수준에서 유의미하게 나타났다. 남성의 가사일 분담비율이 증가할수록 둘째 아이 출산의 비율은 일관되게 증가하는 모습을 보였지만, 3개의 더미변수들이 출산에 미치는 영향들 간의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다.

이 결과는 남성의 가사일 분담의 증가로 인해서 여성의 가사일의 부담이 줄어들 때, 아이의 출산이 촉진된다는 연구가설이 잘 성립하고 있음을 보여준다. 그러나 McDonald(2000), Esping-Andersen(1996), Nehrer and Nerlove(1986), Rindfuss et al.(1996) 등 많은 학자들은, 여성의 가사일의 부담이 줄어들 때 출산이 촉진되는 이유는 여성의 가사일의 부담이 줄어드는 것이 여성의 근로와 가사일 간의 비양립성을 감소시키기 때문이라고 설명하였다. 따라서 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미치는 이유가 정말로 남성의 가사일 분담의 증가가 여성의 일가정양립의 어려움을 감소시키기 때문인지를 확인하는 것이 필요하다. 이는 [연구가설 2-2]를 검증함으로써 확인이 가능하다. 만약 남성의 가사일 분담의 증가가 여성의 일가정양립의 어려움을 감소시킴으로 인해서 둘째 아이 출산의 확률을 증가시키는 것이라면, 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 정적 영향은 ‘근로하지 않고 있고 근로의사도 없는 여성’ 보다 ‘근로하고 있거나 근로하고 있지는 않지만 근로의사가 있는 여성’ 에게서 더 크게 나타날 것이기 때문이다. 이에 대한 분석의 결과는 아래의 [표 5]에서 다시 논의하도록 하겠다.

[표 4]는 [표 3]의 Model 2를 통해서 구한 여성의 근로시간과 남성의 가사일 분담비율에 따른 둘째 아이 출산의 예측확률이다. 1차 여성가족패널의 조사가 2007년 10월에 시작되었으므로, [표 3]의 예측확률은 대략 1년 7개월 안에 둘째 아이를 출산할 확률을 나타낸다. [표 4]의 결과는 여성의 주당근로시간은 물론 남성의 가사일 분담비율에 따라서도 둘째 아이 출산의 예측확률의 차이가 상당히 크다는 것을 알 수 있다. ‘여성이 근로의사가 없고 근로하지 않는 경우’와 ‘여성이 2-40시간 근로할 경우’에 둘째 아이를 출산할 확률은

[표 4] 08' 6월-09' 5월 둘째 아이 출산의 예측확률

		예측확률(%)
여성의 주당근로시간	근로 안하며 근로의사 없음	26.7
	2h 이상 40h 이하	15.3
	40h 초과	4.8
	근로 안하며 근로의사 있음	7.3
남성의 가사일 분담비율	가사일 분담하지 않음	8.7
	0% 초과 6.61% 이하	18.9
	6.61% 초과 16.67% 이하	23.8
	16.67% 초과	26.3

통계적으로 유의미한 차이는 나타나지 않았지만 예측확률의 차이는 상당히 큰 것을 볼 수 있으며, ‘2-40시간 근로하고 있는 경우’와 다른 더미변수들과의 차이 역시 상당히 크다는 것을 볼 수 있다. 또한 남성의 가사일 분담비율에 따라 둘째 출산 확률이 크게 차이나는 것을 볼 수 있으며, ‘남성이 가사일을 전혀 분담하지 않는 경우’와 ‘남성이 가사일을 16.67% 초과로 분담하는 경우’의 둘째 아이 출산 확률의 차이는 무려 약 3배 차이가 나타나는 것을 볼 수 있다.

[표 5]에서는 [연구가설 2-2]를 분석하기 위해서 두 모델을 검증하였다. 이를 검증하기 위해서 [표 2]에서 출산에 유의미한 영향을 미치는 남성의 가사일분담비율에 대한 변수와 여성의 근로의사 유무(현재 근로하고 있는 여성은 근로의사가 있다고 봄)에 대한 변수의 상호작용항을 생성하여 분석하였다. Model 1에서는 남성의 가사일분담에 대한 변수를 남성이 가사일을 참여하는지의 여부로만 생성하여 분석하였고, Model 2에서는 남성의 가사일 분담비율에 대한 원래의 더미변수를 사용하여 분석하였다. 여성의 근로의사의 유무의 구분은 ‘근로하고 있는 여성과 근로하고 있지 않지만 근로의사가 있는 여성’을 근로의사가 있는 것으로 보았고 ‘근로하고 있지 않고 근로의사도 없는 여성’을 근로의사가 없는 것으로 보았다. 상호작용

[표 5] 08' 6월-09' 5월 둘째 아이 출산의 결정요인에 대한 로지스틱 회귀분석 결과: 남성의 가사일 분담과 여성의 근로의사 유무의 상호작용에 대한 분석

	Model 1			Model 2		
	회귀계수	표준오차	odds ratio	회귀계수	표준오차	odds ratio
(여성 주당근로시간 ¹⁾)						
2h 이상 40h 이하	-3.86**	1.40	0.02	-3.87**	1.43	0.02
40h 초과	-5.23***	1.58	0.01	-5.36**	1.65	0.00
근로의사 있으나 근로 안함	-4.76***	1.34	0.01	-4.67***	1.33	0.01
(남성 가사일 분담여부 ²⁾)						
남성 가사일 분담함	1.10*	0.51	3.00			
남성 가사일 분담함 × 여성 근로의사 있음	3.19*	1.39	24.19			
(남성 가사일 분담비율 ³⁾)						
0% 초과 6.61% 이하				0.73	0.57	2.07
0% 초과 6.61% 이하 × 여				3.62*	1.42	37.28

성 근로의사 있음							
6.61% 초과 16.67% 이하				1.38*	0.58		3.99
6.61% 초과 16.67% 이하 ×				2.25	1.49		9.49
여성 근로의사 있음							
16.67% 초과				1.26*	0.58		3.53
16.67% 초과 × 여성 근로의				3.55*	1.55		34.87
사 있음							
여성 주당가사일시간	0.01+	0.00	1.01	0.01*	0.00		1.01
가사일을 도와주는 다른 성인	0.77+	0.44	2.16	0.76+	0.44		2.15
이 있음							
여성 2/3년제 대학 ⁴⁾	0.68+	0.37	1.97	0.71+	0.37		2.03
여성 4년제 대학	0.04	0.47	1.04	0.06	0.49		1.06
여성 대학원	-1.45+	0.84	0.24	-1.53+	0.85		0.22
남성 2/3년제 대학	-0.47	0.42	0.63	-0.42	0.42		0.66
남성 4년제 대학	-0.18	0.43	0.84	-0.14	0.44		0.87
남성 대학원	0.31	0.72	1.37	0.37	0.73		1.44

여성 연령	0.11	0.48	1.12	0.07	0.48	1.07
여성 제곱 연령	0.00	0.01	1.00	0.00	0.01	1.00
첫째 아이 연령	0.89***	0.25	2.44	0.99***	0.26	2.70
첫째 아이 제곱 연령	-0.15***	0.04	0.86	-0.16***	0.04	0.85
로그균등화가구총소득	-0.81+	0.45	0.45	-0.66	0.46	0.52
제곱 로그균등화가구총소득	0.06	0.05	1.06	0.04	0.05	1.05
상수항	-1.34	7.12		-1.08	7.23	
Log-likelihood		-212			-209	
Wald chi-square		59.89***			64.29***	
N			543			

주: +p<.10. *p<.05. **p<.01. ***p<.001. 로버스트 표준오차(Robust Standard Error)를 사용함.

- 1) 여성주당근로시간의 더미변수들의 기준변수는 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’이다.
- 2) 남성가사일분담여부의 더미변수의 기준변수는 남성이 가사일분담비율이 0%인 경우이다.
- 3) 남성가사일분담비율의 더미변수들의 기준변수는 남성의 가사일분담비율이 0%인 경우이다.
- 4) 교육수준의 더미변수들의 기준변수는 고졸 이하의 교육수준이다.

용향을 분석한 결과 두 Model 모두에서 [연구가설 2-2]에서 예측한 것과 같이, 남성의 가사일 분담이 둘째 아이 출산에 미치는 영향은 ‘근로여성이 있는 여성의 경우’에 더 높게 나타났다. 먼저 Model 1에서는 ‘근로여성이 없는 여성’에게서도 남성의 가사일 분담은 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미쳤지만, 남성의 가사일 분담이 둘째 아이 출산에 미치는 정적 영향은 ‘근로여성이 있는 여성’에게 있어서 훨씬 강하게 나타으며 이 영향의 차이는 5% 수준에서 유의미하였다. 마찬가지로 Model 2에서도, 남성의 가사일의 참여가 둘째 아이 출산에 미치는 정적 영향은 ‘근로여성이 없는 여성’에 비해서 ‘근로여성이 있는 경우’에 더 큰 것으로 나타났다. 그러나 이 차이는 남성의 가사일 분담비율이 ‘0% 초과 6.61% 이하인 경우’와 ‘16.67% 초과인 경우’에만 5% 수준에서 유의미하게 나타났고, ‘6.61% 초과 16.67% 이하인 경우’에는 유의미하게 나타나지 않았다.

이 결과는 여성의 일가정양립의 어려움으로 인해서 출산이 저해된다는 가설을 지지하는 매우 중요한 근거이다. 왜냐하면 ‘여성이 근로하지 않고 근로여성이 없는 경우’에 비해서 ‘여성이 근로하고 있거나 근로여성이 있는 경우’에 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 정적 영향이 더욱 크게 나타났기 때문이다. 이러한 본 연구의 결과는 남성의 가사일의 참여가 여성의 일가정양립의 어려움을 완화시키며, 따라서 출산을 촉진시킨다는 가설을 잘 지지한다.

이와 관련된 국내의 연구들은 다소 복잡한 결과들을 제시하고 있다. 먼저 박수미(2008)와 정혜은·진미정(2008)은 취업여성의 경우에는 남편의 가사노동시간은 여성의 둘째 아이 출산의도에 정적 영향을 미쳤으나, 전업주부의 경우에는 남편의 가사노동시간이 여성의 둘째 아이 출산의도에 미치는 영향은 확인하지 못하였다. 또한 박소영(2008)은 전체 여성(취업여성과 전업주부를 함께 분석)을 대상으로 하여 여성의 남성의 가사노동 분담에 대한 만족도가 여성의 둘째

아이 출산의도에 정적 영향을 미친다는 것을 발견하였고, 김영임(2010)도 전체 여성(취업여성과 전업주부 함께 분석)을 대상으로 하여 여성이 응답한 가구 내 가사분담 형태가 더 평등할 때 여성의 둘째 아이 출산의도가 더 높다는 것을 발견하였다. 그러나 정은희·최유석(2013)의 연구는, 여성의 남성의 가사노동 분담에 대한 만족도가 여성(취업여성과 전업주부 함께 분석)의 둘째 아이 출산계획과 실제의 출산 모두에 미치는 영향을 확인하지 못하였다. 그러나 본 연구의 결과는 남성의 가사일 분담비율이 ‘여성이 근로하고 있거나 근로의사가 있는 경우’에 둘째 아이 출산에 상당히 큰 정적 영향을 미치며, 또한 ‘여성이 근로하고 있지 않고 근로의사도 없는 경우’에도 남성의 가사일 분담비율은 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다.

나머지 독립변수들이 둘째 아이 출산 확률에 미치는 영향은 네 모델의 경우가 거의 동일하기 때문에, 풀모델인 [표 5]의 Model 2의 결과만을 살펴보도록 하겠다. 먼저 여성 주당가사일시간이 1시간이 증가할 때, 둘째 아이를 출산할 오즈가 1% 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 여성의 근로여부와 상호작용항을 분석하였을 때에는, 여성이 근로 중일 경우 여성의 주당 가사일시간이 둘째 아이 출산에 미치는 영향은 유의미하게 나타나지 않았고, 여성이 근로 중이지 않은 경우에만 유의미하게 나타났다. 여성의 절대적인 가사일 시간이 둘째 아이 출산 확률에 미치는 정적 영향은 기존의 연구들에서도 비슷하게 나타났는데, Cooke(2004)는 독일의 경우 여성의 근로여부와 상관없이 여성이 아동을 돌보는 시간이 주당 1시간이 증가할 때 둘째 아이를 출산할 오즈가 1% 증가한다는 것을 발견하였다. 그는 이 결과는 여성의 아이에 대한 선호가 반영된 결과일 수 있다고 추측하였다. 국내의 연구들에서는 본 연구의 결과와 마땅히 비교할 만한 연구가 존재하지 않는다. 따라서 본 연구에서 나타난 여성의 절대적인 가사일 시간이 출산에 미치는 정적 영향에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

다음으로 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는 경우 가사일을 도와주는 다른 성인이 없는 경우에 비해서, 둘째 아이를 출산할 오즈가 2.15배 더 높았다. 이에 대한 기존의 연구들은 본 연구의 결과와 다소 비슷한 결과를 보여주고 있다. 김정석(2007)과 정혜은·진미정(2008)은 여성의 친정어머니가 생존해 계실 때 그렇지 않을 때보다 여성의 둘째 아이 출산의도가 더 높다는 것을 발견하였으나, 여성의 시어머니의 생존여부에 따른 여성의 출산의도의 차이는 발견하지 못하였다. 이와 마찬가지로 정은희·최유석(2013)은 여성의 친정어머니와 시어머니가 생존해 계실 때 그렇지 않을 때보다 여성의 둘째 아이 출산의도가 더 높다는 것을 발견하였으나, 여성의 친정어머니와 시어머니의 생존여부가 둘째 아이의 출산에 미치는 영향은 확인하지 못하였다. 다른 나라에서 이루어진 연구들로는 Cooke(2009)의 연구가 있으며, 그는 이탈리아에서 가구 내에 다른 성인의 존재 여부가 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미친다는 것을 발견하였으나 스페인에서는 가구 내 다른 성인의 존재 여부가 둘째 아이 출산에 미치는 영향은 발견하지 못하였다. 그러나 이 연구들은 여성의 친정어머니와 시어머니의 생존여부가 가구 내 가사일을 도와주는 다른 사람의 존재여부를 포착하는데 있어서 분명한 한계를 지니고 있다. 그러나 본 연구의 결과, 비록 10% 수준에서 한계적으로 유의미하게 나타나기는 하였지만 가사일을 도와주는 다른 성인의 존재는 둘째 아이 출산의 확률을 증가시키는 것으로 나타났으며, 이 결과는 또한 여성의 가사일 부담이 줄어들 때 출산의 확률이 증가한다는 가설을 지지한다.

교육수준의 경우, 여성의 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 경우에 비해서 여성의 최종학력이 2/3년제 대학 졸업인 경우에 둘째 아이를 출산할 오즈가 1.06배 높았으며, 대학원 졸업인 경우에는 78% 낮았다. 그러나 이 두 경우는 모두 10% 수준에서 한계적으로만 유의미하였다. 남성의 교육수준은 집합적으로 모델의 설명력을 유의미하게 증가시키지 않았다. 기존의 국내의 연구들은 여성의 교육수준

과 관련하여 복잡한 결과를 보여주고 있다. 김정석(2007)과 김영입(2010)은 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 여성에 비해서 최종학력이 전문대학 졸업인 여성의 둘째 아이 출산의도가 더 높은 것을 발견하였다. 물론 기존 연구들이 실제의 출산이 아니라 출산의도를 분석하였는 점에서 본 연구와 직접적으로 비교하기에는 한계가 있지만, 본 연구에서도 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 여성에 비해서 최종학력이 2/3년제 대학 졸업인 여성의 둘째 아이 출산의 확률이 더 높게 나타났다($p < 0.10$). 이에 더해서, 민현주·김은지(2011)는 최종학력이 고등학교 졸업인 여성보다 최종학력이 고등학교 졸업 미만인 여성이 둘째 아이 출산의 확률이 더 낮다는 것을 발견하였으며, 박수미(2008), 정혜은·진미정(2008), 정은희·최유석(2013), 박소영(2008)은 여성의 교육수준이 둘째 아이 출산계획 및 출산에 미치는 영향을 발견하지 못하였다.

연령변수의 경우, 여성의 연령과 여성의 연령의 제곱항은 집합적으로 모델의 설명력을 유의미하게 증가시키지 못했다. 그러나 첫째 아이 연령과 첫째 아이 연령의 제곱항을 분석에서 제외하고 여성 연령의 제곱항을 제외한 여성 연령의 변수만을 투입하였을 때,²⁹⁾ 여성의 연령이 1살이 증가할수록 둘째 아이를 출산할 오즈가 6%씩 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 이 영향은 10% 수준에서 한계적으로 유의미하였다. 반면 첫째 아이의 연령이 미치는 영향은 매우 유의미하게 나타났으며, 첫째 아이의 나이가 약 만 3세일 때 둘째 아이 출산 확률이 가장 높은 것으로 나타났다.³⁰⁾ 마지막으로 로그균등화가구소득이 둘째 아이 출산에 미치는 영향은 유의미하게 나타나지 않았다. 기존의 국내의 연구들(김정석 2007; 민현주·김은지 2011; 박소영 2008; 박수미 2008; 정은희·최유석 2013; 정혜은·진미정 2008)은 일관되게 여성의 연령은 여성의 둘째 아이 출산의도

29) 여성의 연령과 여성의 연령의 제곱은 매우 높은 다중공선성을 가진다.

30) 표본에서의 실제의 출산율은 아이의 나이가 만 2세일 때 가장 높게 나타났다.

및 출산에 부적 영향을 미친다는 것을 보여준다. 그러나 본 연구의 결과에서는 둘째 아이 출산에 있어서 첫째 아이의 연령이 매우 중요한 영향을 미치는 변수라는 것을 보여준다. 다른 나라의 연구들 또한 첫째 아이의 연령(첫째 아이 출산 후 둘째 아이 출산까지 경과한 시간)이 둘째 아이 출산에 영향을 미친다는 것을 보여주고 있으며, 세부적인 결과에서는 차이가 나지만 일반적으로 첫째 아이 출산 후 시간이 경과할수록 둘째 아이 출산의 확률이 낮아지는 것으로 나타났다(Cooke 2004, 2009; Torr and Short 2004). 그러나 첫째 아이의 연령이 둘째 아이 출산에 미치는 영향에 대해 비교할만한 국내의 다른 연구들은 거의 존재하지 않는다.

제 6 장 결론

제 1 절 분석결과의 요약

1900년대 중반 이후, 개발국 및 개발도상국들에서 여성의 교육수준 및 경제활동참여는 크게 증가하였음에도 불구하고 육아를 포함한 가사일은 여전히 여성의 책임으로 남아 있다. 따라서 여성은 근로와 출산 간의 비양립성에 직면하고 있으며, 이것은 개발국들에서 저출산 및 초저출산을 불러일으키는 주요한 이유 중에 하나이다. 그러나 인구고령화와 후기산업사회를 경험하고 있는 국가들은 갈수록 높아지는 생산인구 대비 부양인구의 비율로 인해서 복지국가의 지속가능성을 위협받고 있다. 따라서 현대복지국가들이 재정건전성 및 적절한 경제성장 수준을 유지할 수 있기 위해서는, 고령자 및 여성의 경제활동참여율을 높이는 것과 더불어 적절한 수준의 출산율을 확보하는 것이 요구된다(Esping-Andersen 1996; Fraser 1994; McDonald 2000). 그리고 여성의 경제활동참여율을 촉진하고 적절한 수준의 출산율을 확보하기 위한 방법은 여성의 일가정양립을 원활하게 하는 것이다.

이와 같은 문제의식에 기초하여 본 연구는 OECD 회원국 중 가장 낮은 출산율을 보고하고 있는 우리나라에서, 여성의 근로시간이 출산에 부적인 영향을 미치는지와 남성의 가사일 분담비율이 출산에 정적인 영향을 미치는지에 대해서 분석하였다. 만약 여성의 근로가 출산에 미치는 부적인 영향이 크게 나타난다면 우리나라에서 여성들이 직면하고 있는 근로와 출산의 비양립성이 크다는 것을 의미하는 것이며, 또한 남성의 가사일 분담비율의 증가가 출산에 미치는 정적 영향이 크게 나타난다면 여성이 직면하고 있는 근로와 출산 간의 비양립성이 여성의 육아와 가사일의 부담을 감소시킴으로써 완화될 수 있다는 것을 의미하는 것이다. 이를 검증하기 위해서 본

연구는 여성의 근로시간과 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 분석하였다. 분석자료는 여성가족패널을 사용하였으며, 2007년 9월부터 조사된 한 아이가 있는 543개의 가구를 분석대상으로 하여 2008년 6월부터 2009년 5월까지 둘째 아이를 출산하였는지의 여부를 종속변수로 설정하여 분석하였다. 본 연구는 두 개의 연구문제에 대한 4가지의 연구가설을 설정하였고, 연구가설의 검증결과는 다음과 같다.

먼저 “여성의 근로시간은 둘째 아이 출산에 영향을 미치는가?”에 대한 연구문제 1과 관련하여, 여성의 근로시간이 둘째 아이 출산 여부에 부적 영향을 미치는 것으로 나타나 [연구가설 1-1]이 지지되었고, 근로하지 않는 여성 중에서 ‘근로의사가 있는 여성’이 ‘근로의사가 없는 여성’보다 둘째 아이 출산 확률이 더 낮은 것으로 나타나 [연구가설 1-2]가 지지되었다. [표 3]의 Model 2의 분석결과에 따르면, ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’을 기준변수로 하였을 때, ‘주당 40시간 초과 근로하는 여성’과 ‘근로하지 않지만 근로의사가 있는 여성’의 둘째 아이 출산 확률은 기준변수에 비해서 낮았고 이 결과는 각각 1%와 0.1% 수준에서 유의미하게 나타났다. 그러나 ‘2시간 이상 40시간 이하로 근로하는 여성’과 기준변수의 둘째 아이 출산 확률의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다, 그리고 ‘2시간 이상 40시간 이하 근로하는 여성’은 ‘40시간 초과 근로하는 여성’에 비해서 둘째 아이 출산 확률이 높았지만, 이 결과는 10% 수준에서 한계적으로 유의미하였다. 나머지 더미변수들 간의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다.

다음으로 연구문제 2와 관련하여, 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미치는 것으로 나타나 [연구가설 2-1]이 지지되었다. [표 3]의 Model 2의 분석결과에 따르면, 남성이 가사일 분담비율에 대한 3개의 더미변수 모두 기준변수인 ‘남성이 가사일을 조금도 분담하지 않는 경우’에 비해서 둘째 아이 출산 확률이 더 높게 나타났으며, 이 영향은 3개의 더미변수들의 순서대로 각각

[표 6] 연구결과 요약

연구문제 1. 여성의 근로시간은 둘째 아이 출산에 영향을 미치는가?	
[연구가설 1-1] 여성의 근로시간은 둘째 아이 출산 여부에 부적 영향을 미칠 것이다.	지지
[연구가설 1-2] 근로하지 않는 여성 중에서 근로의사가 있는 여성이 근로의사가 없는 여성보다 둘째 아이 출산 확률이 더 낮을 것이다.	지지
연구문제 2. 남성의 가사일 분담비율은 둘째 아이 출산에 영향을 미치는가?	
[연구가설 2-1] 남성의 가사일 분담비율은 둘째 아이 출산 여부에 정적 영향을 미칠 것이다.	지지
[연구가설 2-2] 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산 여부에 미치는 영향은, ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’ 보다 ‘근로의사가 있는 여성(현재 근로하고 있는 여성 포함)’ 에게서 정적 방향으로 더 클 것이다.	지지

5%, 1%, 1% 수준에서 유의미하게 나타났다. 그러나 3개의 더미변수들 간의 둘째 아이 출산 확률의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다. 또한 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산 여부에 미치는 정적 영향은, ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’ 보다 ‘근로 의사가 있는 여성(현재 근로하고 있는 여성 포함)’ 에게서 더 크게 나타나 [연구가설 2-2]가 지지되었다. 먼저 [표 5]의 Model 1에 따르면, 남성의 가사일 분담여부가 둘째 아이 출산에 미치는 정적 영향은 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’ 보다 ‘근로 의사가 있는 여성(현재 근로하고 있는 여성 포함)’ 에게서 더 크게 나타났으며, 이 영향은 5% 수준에서 유의미하게 나타났다. 다음으로 [표 5]의 Model 2의 분석결과에 따르면, 남성이 ‘0% 초과 6.61% 이하 가사 일을 분담하는 경우’ 와 ‘16.67% 초과 가사일을 분담하는 경우’

에, 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산 여부에 미치는 정적 영향이 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’ 보다 ‘근로의사가 있는 여성(현재 근로하고 있는 여성 포함)’ 에게서 더 크게 나타났으며, 이 차이들은 5% 수준에서 유의미하게 나타났다. 그러나 남성이 ‘6.61% 초과 16.67% 이하로 가사일을 분담하고 있는 경우’ 에는, 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산 여부에 미치는 정적 영향의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다.

위 결과를 바탕으로 각 연구가설의 채택 여부를 정리하면 [표 6] 과 같다.

제 2 절 연구의 함의

먼저 본 연구의 분석결과에 따른 이론적 함의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 우리나라에서 여성의 근로상황이 출산에 미치는 영향에 대한 보다 정교한 메커니즘을 규명하였다. 국내의 기존의 연구들(민현주·김은지 2011; 정은희·최유석 2013)은 여성의 취업여부가 출산에 미치는 영향만을 규명하였지만, 본 연구는 여성을 근로시간에 따라 두 그룹으로 나누어 분석하였으며 이에 더해서 ‘현재는 근로하고 있지 않지만 근로의사가 있는 여성’에 대해서 분석하였다. 무엇보다 본 연구의 결과 ‘현재는 근로하고 있지 않지만 근로의사가 있는 여성’의 경우 출산의 확률이 매우 낮게 나타났으며, 이것은 여성의 일가정갈등의 상황이 출산에 미치는 영향을 규명하는데 있어서 미취업여성들을 모두 동일한 그룹으로 이해하는 것이 타당하지 않다는 것을 의미한다. 특히 미취업여성들 중 근로의사가 있는 여성들의 비율이 높고 또한 이 여성들의 출산 확률이 낮을수록, 미취업여성을 동일한 그룹으로 분석하였을 경우 취업여부 또는 근로시간이 출산에 미치는 영향이 과소평가될 수 있다.

둘째, 본 연구는 우리나라에서 남성의 가사일 분담이 출산에 미치는 정적 영향에 대해서 처음으로 규명하였다. 정은희·최유석(2013)은 여성의 남성의 가사일 분담 만족도가 출산에 미치는 영향을 확인하지 못하였지만, 본 연구는 남성의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 정적 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 또한 본 연구는 남성의 가사일 분담이 둘째 아이 출산에 미치는 정적 영향이 ‘근로하지 않고 근로의사도 없는 여성’보다 ‘근로하고 있거나 근로의사가 있는 여성’에게서 더 크다는 것을 발견하였다.

셋째, 본 연구는 부부 외에 다른 가사일을 도와주는 여부가 출산에 정적 영향을 미친다는 것을 발견하였다.³¹⁾ 기존의 연구들(김정석

31) 그러나 이 결과는 10% 수준에서 한계적으로 유의미하다.

2007; 정은희·최유석 2013; 정혜은·진미정 2008, Cooke 2009)은 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지의 여부가 출산에 미치는 영향을 확인하지 위해서, 친정어머니나 시어머니의 생존여부, 가구 내 다른 성인이 함께 거주하고 있는지의 여부를 통제하였다. 그러나 본 연구에서는 여성가족패널에 존재하는 다른 성인이 가사일 도와주는지의 여부에 대한 정확한 변수를 사용함으로써, 기존의 연구들에서 규명하고자 했던 가사일을 도와주는 다른 성인의 존재가 출산에 미치는 정적 영향을 보다 정확하게 규명하였다.

넷째, 본 연구는 독립변수들이 출산에 영향을 미치는 인과관계를 정확하게 하기 위한 노력들을 시행하였다. 구체적으로 본 연구는 독립변수와 종속변수와의 정확한 인과관계를 확보하기 위해서, 2008년 5월 이전에(5월을 포함하여) 둘째 아이를 출산한 가구는 분석에서 제외하였다. 이것은 둘째 아이를 임신하였기 때문에 여성이 근로하지 않거나 남성이 가사일을 더 많이 분담하는 경우와 같은 상황을 배제하기 위해서이다. 또한 본 연구는 둘째 아이 출산에 대한 정확한 출산력 데이터를 구축하여 정확한 출산기간을 한정하였다. 대부분의 기존의 연구들에서 관심을 기울이지 않았던 이러한 노력을 통해서, 본 연구는 분석결과에 대한 객관성을 더 확보하고자 하였다.

다음으로 본 연구의 분석결과에 따른 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 출산율을 증진시키기 위해서는 여성에 대한 일가정양립 지원정책이 필요하다. 본 연구는 여성이 경험하는 근로와 출산 간의 비양립성이 상당히 크다는 것을 보여주고 있으며, [표 4]는 ‘현재 근로하고 있지 않고 근로의사도 없는 여성’에 비해서 근로여성과 근로의사가 있는 여성의 둘째 아이 출산 확률이 크게 낮다는 것을 보여주고 있다. 이 결과는 우리나라에서 여성이 근로와 출산을 양립하는 것이 어렵다는 사실을 그대로 반영하는 것이다. 여성의 일가정 갈등을 줄일 수 있는 제도적인 지원들에는 보육서비스의 확대 및 보육서비스 질의 제고, 출산휴가 및 육아휴직제도 확대, 유연근로제도 확대 등이 있다. 이러한 정책적 대안들의 시행은 여성의 일가정

양립을 원활하게 하여 출산율을 증진시키고 여성의 고용률을 높이는 데 기여할 수 있다.

둘째, 출산율을 증진시키기 위해서는 평균근로시간의 감소가 필요하다. 본 연구는 남성의 가사일 분담비율이 증가할 때 출산의 확률이 높아진다는 것을 보여주고 있다. 그러나 출산율을 증진시키기 위해서 개인의 행동인 남성의 가사일 분담을 직접적으로 증진시키는 것은 어려운 일이다. 하지만 기본적으로 남성의 가사일 분담이 증가되기 위해서는 남성이 가사일을 분담할 수 있는 근로 외 시간이 충분히 확보되는 것이 필요하다. 따라서 근로자의 평균근로시간이 매우 높은 우리나라에서 평균근로시간의 감소는 가사일에 참여할 수 있는 근로 외 시간을 증가시킴으로써, 간접적으로 남성의 가사일 분담을 증가시킬 수 있다. 또한 평균근로시간의 감소는 근로여성의 일가정양립을 원활하게 하는데 직접적으로 도움이 된다. 본 연구의 분석대상 중 근로여성(n=130)의 평균주당근로시간은 44.2시간이었으며, 근로남성(n=520)의 평균주당근로시간은 55.0시간으로 나타났다. OECD에 의하면, 2011년 우리나라 근로자의 평균연근로시간은 2,090시간으로 OECD 34개 회원국들 중 멕시코(2,250시간) 다음으로 가장 높았다. 반면 OECD 회원국들의 평균연근로시간은 1,765시간에 불과하였다. 따라서 평균근로시간의 감소 및 파트타임 직업의 활성화는 남성과 여성 모두에게 보다 여유 있는 시간활용을 가능하게 하여, 출산율을 높이는 결과를 가져올 것이다.

셋째, 출산율을 증진시키기 위해서는 평등한 젠더 이념의 확산이 필요하다. 본 연구는 기존의 연구들과 마찬가지로 부부 간의 가사일의 분배가 평등할수록 출산율이 높아진다는 것을 발견하였다. 그런데 부부 간의 가사일 분배에 대한 연구들은 남편과 아내가 가진 가사일 분배에 대한 젠더 이념이 가사일 분배에 영향을 미치며, 남편과 아내 모두 가사일 분배에 대해 더 평등한 젠더 이념을 가지고 있을 때 부부 간에 가사일을 더 평등하게 분배하는 경향이 있다는 것을 보여준다(Arrighi and Maume 2000; Davis 2007; Fuwa 2004;

Knudsen and Wærness 2008; Parkman 2004; Shelton and John 1996). 따라서 부부 간의 가사일 분배에 대한 젠더 이념은 사회화를 통해서 형성되므로, 교육과 노동시장에서만이 아니라 가정영역에서의 젠더 평등을 지향하는 교육 및 가치 확산을 위한 노력들은 장기적으로 출산율을 높이는데 기여할 수 있을 것이다.

제 3 절 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언

본 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 여성이 직면하고 있는 근로상황은 직종, 종사상지위, 시간당 임금, 경력, 기업의 양육친화제도 등으로 매우 다양함에도 불구하고, 본 연구에서는 여성의 근로시간과 근로의사에 대한 분석만을 시행하였다. 그러므로 여성의 근로상황과 관련하여 본 연구가 주는 함의는 다소 제한적이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 앞으로 근로여성에 대한 더 많은 표본의 확보를 통하여 여성의 근로상황과 출산간의 관계에 대한 더 정교한 연구를 제언한다. 여성의 시간당임금을 통제할 경우에는 여성의 근로시간만이 아니라 소득능력이 미치는 영향을 확인할 수 있을 것이며, 기업의 양육친화제도가 출산에 미치는 영향에 대한 분석은 제도가 출산에 미치는 영향에 대한 이해에도움을 줄 것이다.

둘째, 본 연구에서 사용한 가사일의 변수가 다소 모호하다. 본 연구에서는 “육아를 포함한 집안일(설거지, 청소 등)”을 가사일에 대한 변수로 사용하였다. 국내의 출산 연구에 많이 사용되는 ‘전국 결혼 및 출산동향조사’ 역시 “집안일과 자녀돌보기”를 가사일에 대한 변수로 사용하고 있다.³²⁾ 육아와 집안일이 구분되거나 집안일에 대한 더 구체적인 변수가 존재한다면, 가구 내 가사일의 분담이 출산에 미치는 영향에 대한 더 정교한 분석이 가능할 것이다. 따라서 본 연구는 더 세분화된 가구 내 가사일의 분배가 출산에 미치는 영향에 대한 연구를 제언한다. 특히 육아는 일반적인 가사일에 비해서 훨씬 지속적이며 집중적인 관심을 가져야 하는 경향이 있다. Cooke(2004)는 아이 돌봄과 집안일이 구분하여 가구 내 가사일의 분

32) ‘전국 결혼 및 출산동향조사’는 집안일을 ‘식사준비, 설지, 빨래, 시장보기, 집안청소 등’으로 개념화하고 있으며, 자녀돌보기는 ‘밥 먹고 옷 입는 것 도와주기, 함께 놀아주기, 아플 때 돌봐주기, 숙제나 공부 돌봐주기, 유치원 및 초등학교 등·하교’로 개념화하고 있다.

배가 출산에 미치는 영향을 분석하여, 보다 세분화된 결과를 제공하고 있다. 이러한 연구들이 우리나라에 대해서도 시행된다면, 여성이 직면하게 되는 일가정갈등의 상황이 출산에 미치는 영향에 대한 보다 세밀한 이해가 가능할 것이다.

참고문헌

- 김영임. (2010). 지방정부의 출산지원정책이 추가자녀 출산의도에 미치는 영향. 전북대학교 석사학위논문.
- 김정석. (2007). 기혼여성의 출산아수별 추가출산계획. 한국인구학, 30(2), 97-116.
- 민현주, 김은지. (2011). 출산순위별 출산결정요인 분석. 한국사회학, 45(4), 198-222.
- 박소영. (2008). 가구소득수준별 둘째자녀 출산계획에 영향을 미치는 요인. 건국대학교 석사학위논문.
- 박수미. (2008). 둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성. 한국인구학, 3(1), 55-73.
- 보건복지부. (2010). 제2차 저출산·고령사회 기본계획.
- 유계숙. (2010). 맞벌이부부의 가사분담이 부인의 일-가족 전이와 결혼생활만족도에 미치는 영향, 아시아여성연구, 49(1), 41-70.
- 은기수. (2009). 한국 기혼부부의 가사노동분업. 한국인구학, 32(3), 145-171.
- 정은희, 최유석. (2013). 기혼여성의 둘째자녀 출산계획 및 출산과 관련된 요인. 보건사회연구, 33(1), 5-34.
- 정혜은, 진미정. (2008). 취업여부에 따른 기혼여성의 둘째자녀 출산의도. 한국인구학, 31(1), 147-164.
- Almeida, D., Maggs, J., & Galambos, N. (1993). Wives' employment hours and spousal participation in family work. *Journal of Family Psychology*, 7, 233-244.
- Amuedo-Dorantes, C., & Kimmel, J. (2005). The motherhood wage gap for women in the United States: The importance of college and fertility delay. *Review of Economics of the Household*, 3, 17-48.
- Arrighi, B. A., & Maume, D. J. (2000). Workplace subordination and

- men's avoidance of housework. *Journal of Family Issue*, 21, 464-487.
- Badr, H., & Acitelli, L. K. (2008). Attachment insecurity and perceptions of housework: Associations with marital well-being. *Journal of Family Psychology*, 22, 313-319.
- Bailey, M. J. (2010). Momma's got the pill. How Anthony Comstock and Griswold v. Connecticut shaped US childbearing. *American Economic Review*, 100(1), 98-129.
- Bartley, S. J., Blanton, P. W., & Gillart, J. L. (2005). Husbands and wives in dual-earner marriages: Decision-making, gender role attitudes, division of household labor, and equity. *Marriage and Family Review*, 37, 69-74.
- Balbo, N., Billari, F., & Mills, M. (2013). Fertility in advanced societies: A review of research. *European Journal of Population*, 29(1), 1-38.
- Batalova, J. A., & Cohen, P. N. (2002). Premarital cohabitation and housework: Couples in cross-national perspective. *Journal of Marriage and Family*, 64, 743-755.
- Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3, 2, S33-S58.
- Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the interaction between the quantity and quality of children. *Journal of Political Economy*, 81(2), S279-S288.
- Bernhardt, E., & Goldscheider, F. (2006). Gender equality, parenthood attitudes, and first births in Sweden. *Vienna Yearbook of Population Research*, 2006, 19-39.
- Billari, F. C., & Kohler H. P. (2004). Patterns of low and lowest

- low fertility in Europe. *Population Studies*, 58, 161-176.
- Billari, F. C., Philipov, D., & Testa, M. R. (2009). Attitudes, norms and perceived behavioural control: Explaining Fertility Intentions in Bulgaria. *European Journal of Population*, 25, 439-465.
- Billari, F. C., Goisis, A., Liefbroer, A. C., Settersten, R. A., Assave, A., Hagestad, G., et al. (2011). Social age deadlines for the childbearing of women and men. *Human Reproduction*, 26(3), 616-622.
- Blair, S., & Lichter, D. (1991). Measuring the division of household labor: Gender segregation of housework among American couples. *Journal of Family Issues*, 12, 91-113.
- Bloom, D. E., Canning, D., & Fink, G. (2010a). Implications of population ageing for economic growth. *Oxford Review of Economic Policy*, 26(4), 583-612.
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., & Finlay, J. E. (2010b). The cost of low fertility in Europe. *European Journal of Population*, 26, 141-158.
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, 24, 271-291.
- Brewster, K. L., & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and women's employment in industrialized nations. *Annual Review of Sociology*, 26, 271-296.
- Chesnais, Jean-Claude. (1996). Fertility, family and social policy in contemporary Western Europe. *Population and Development Review*, 22(4), 729-739.
- Coltrane, S. (2000). Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 1208-1233.

- Cooke, L. P. (2004). The gendered division of labor and family outcomes in Germany. *Journal of Marriage and Family*, 66(5), 1243-1256.
- Cooke, L. P. (2009). Gender equity and fertility in Italy and Spain. *Journal of Social Policy*, 38(1), 123-140.
- Coverman, S. (1985). Explaining husbands' participation in domestic labor. *Sociological Quarterly*, 26, 81-97.
- Cunningham, M. (2007). Influences of women's employment on the gendered division of household labor over the life course: Evidence from a 31-year panel study. *Journal of Family Issues*, 28, 422-444.
- Del Boca, D. (2002). The effect of child care on participation and fertility. *Journal of Population Economics*, 15(3), 549-573.
- Davis, S., Greenstein T. N., & Gerteisen Marks, J. P. (2007). Effects of union type on division of household labor: Do cohabiting men really perform more housework? *Journal of Family Issues*, 28, 1246-1272.
- Deutsch, F. M., Lussier, J. B., & Servis, L. J. (1993). Husbands at home: Predictors of paternal participation in childcare and housework. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 1154-1166.
- Esping-Andersen, G. (1996). Welfare states without work: The impasse of labour shedding and familialism in Continental European social policy. In Esping-Andersen, G. (Eds.), *Welfare states in transition: National adaptation in global economics* (pp. 66-87). London: Sage.
- Fraser, N. (1994). After the family wage: Gender equity and the welfare state. *Political theory*, 22, 591-618.
- Friedman, D., Hechter, M., & Kanazawa, S. (1994). A theory of the

- value of children. *Demography*, 31(3), 375-401.
- Fuwa, M. (2004). Macro-level gender inequality and the division of household labor in 22 countries. *American Sociological Review*, 69, 751-767.
- Goldin, C. (2006). The quiet revolution that transformed women's employment, education and family. *American Economic Review*, 96(2), 1-21.
- Hiller, D. V. (1984). Power dependence and division of family work. *Sex Roles*, 10, 1003-1019.
- Hoffman, L. W. (1975). The value of children to parents and the decrease in family size. *Proceedings of the American Philosophical Society*, 119(6), 430-438.
- Hoffman, L. W., & Hoffman, M. L. (1973). The value of children of parents. In Fawcett, J. T. (Eds.), *Psychological perspectives on population* (pp. 19-76). New York: Basic Books.
- Johnson, E. M., & Huston, T. L. (1998). The perils of love, or why wives adapt to husbands during the transition to parenthood. *Journal of Marriage and the Family*, 60, 195-204.
- Kamo, Y. (2000). 'He said, she said' : Assessing discrepancies in husbands' and wives' reports on the division of household labor. *Social Science Research*, 29, 459-476.
- Kneale, D., & Joshi, H. (2008). Postponement and childlessness: Evidence from two British cohorts. *Demographic Research*, 19, 1935-1968.
- Knudsen, K., & Wærness, K. (2008). National context and spouses' housework in 34 countries. *European Sociological Review*, 24, 97-113.
- Kögel, T. (2004). Did the association between fertility and female employment within OECD countries really change its sign?

- Journal of Population Economics, 17(1), 45-65.
- Kohler, H. P., Behrman, J. R., & Watkin, S. C. (2001). The density of social networks and fertility decisions: Evidence from South Nyanza District, Kenya. *Demography*, 38(1), 43-58.
- Kohler, H. P., Billari, F., & Ortega, J. A. (2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28, 641-680.
- Kroska, A. (2004). Division of domestic work: Revising and expanding the theoretical explanations. *Journal of Family Issues*, 25, 900-932.
- Lachance-Grzela, M., & Bouchard, G. (2010). Why do women do the lion's share of housework? A decade of research. *Sex Roles*, 63, 767-780.
- Leaper, C., & Valin, D. (1996). Predictors of Mexican American mothers' and fathers' attitudes toward gender equality. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 18, 343-355.
- Lee, R., & Mason, A. (2010). Fertility, human capital, and economic growth over the demographic transition. *Demographic Research*, 7(18), 159-182.
- Lehrer, E., & Nerlove, M. (1986). Female labor force behavior and fertility in the United States. *Annual Review of Sociology*, 12, 181-204.
- Liefbroer, A. C. (2005). The impact of perceived costs and rewards of childbearing on entry into parenthood: Evidence from a panel study. *European Journal of Population*, 21(4), 367-391.
- Liefbroer, A. C., & Billari, F. C. (2010). Bringing norms back in: A theoretical and empirical discussion of their importance for understanding demographic behaviour. *Population, Space and Place*, 16(4) 287-350.

- Mannino, C. A., & Deutsch, F. M. (2007). Changing the division of household labor: A negotiated process between partners. *Sex Roles*, 56, 309-235.
- Matthews, B. (1999). The gender system and fertility: An exploration of the hidden links. *Canadian Studies in Population*, 26(1), 21-38.
- McDonald, P. (2000). Gender equality, social institutions and the future of fertility. *Journal of Population Research*, 17, 1-16.
- Miller, W. B. (2010). The effect of motherhood timing on career path. *Journal of Population Economics*, 24(3), 1071-1100.
- Mills, M., Mencarini, L., Tanturri, M. L., & Begall, K. (2008). Gender equity and fertility intentions in Italy and the Netherlands. *Demographic Research*, 18(1), 1-26.
- Morgan, S. P., & Rindfuss, R. R. (1999). Reexamining the link of early childbearing to marriage and to subsequent fertility. *Demography*, 36, 58-75.
- Morgan, S. P., & Taylor, M. G. (2006). Low fertility at the turn of the twenty-first century. *Annual Review of Sociology*, 32, 375-399.
- Myers, S. M. (1997). Marital uncertainty and childbearing. *Social Forces*, 75, 1271-1989.
- Nauck, B. (2007). Value of children and the framing of fertility: Results from a cross-cultural comparative survey in 10 societies. *European Sociological Review*, 23(5), 615-629.
- Noonan, M. C., Estes, S. B., & Glass, J. L. (2007). Do workplace flexibility policies influence time spent in domestic labor? *Journal of Family Issues*, 28, 263-288.
- Organization for Economic Cooperation and Development(OECD). (2013). *OECD factbook 2013*. Paris: OECD.

- Olah, L. S. (2003). Gendering fertility: Second births in Sweden and Hungary. *Population Research and Policy Review*, 22(2), 171-200.
- Oppenheimer, V. K. (1997). Women's employment and the gain to marriage: The specialization and trading model. *Annual Review of Sociology*, 23, 431-453.
- Palmore, J. A., & Gardner, R. W. (1983). *Measuring mortality, fertility, and natural increase: A self-teaching guide*. Honolulu: East-West Center.
- Parkman, A. M. (2004). Bargaining over housework: The frustration situation of secondary wage earners. *The American Journal of Economics and Sociology*, 63, 765-794.
- Philipov, D. (2009). Fertility intentions and outcomes: The role of policies to close the gap. *European Journal of Population*, 25, 355-361.
- Pinto, K. M., & Coltrane, S. (2009). Divisions of labor in Mexican origin and Anglo families: Structure and culture. *Sex Roles*, 60, 482-495.
- Presser, H. B. (1994). Employment schedules among dual-earner spouses and the division of household labor by gender. *American Sociological Review*, 59, 348-364.
- Presser, H. B. (2001). Comment: A gender perspective for understanding low fertility in post-transitional societies. *Population and Development Review*, Supplement to Vol. 27, *Global Fertility Transition*, pp. 177-183.
- O'Donoghue, C., Meredith, D., & O'Shea, E. (2011). Postponing maternity in Ireland. *Cambridge Journal of Economics*, 35(1), 59-84.
- Quesnel-Vallée, A., & Morgan, S. P. (2003). Missing the target?

- Correspondence of fertility intentions and behavior in the U.S. *Population Research and Policy Review*, 22, 497-525.
- Rindfuss, R. R., Brewster, K. L., & Kavee, A. L. (1996). Women, work, and children: Behavioral and attitudinal change in the United States. *Population and Development Review*, 22(3), 457-482.
- Rindfuss, R. R., Morgan, S. P., & Swicegood, G. (1988). *First births in America*. Berkeley, Los Angeles: University of California Press.
- Rindfuss, R. R., Guilkey, D. K., Morgan, S. P., & Kravdal, O. (2010). Child-care availability and fertility in Norway. *Population and Development Review*, 36(4), 725-748.
- Rondinelli, C., Aassve, A., & Billari, F. C. (2010). Women's wages and childbearing decisions: Evidence from Italy. *Demographic Research*, 22(19), 549-578.
- Rosen, M. (2004). Fertility and public policies—evidence from Norway and Finland. *Demographic Research*, 10(6), 143-170.
- Ross, C. E. (1987). The division of labor at home. *Social Forces*, 65, 816-833.
- Schoen, R., Astone, N. M., Kim, Y. J., Nathanson, C. A., & Fields, J. M. (1999). Do fertility intentions affect fertility behavior? *Journal of Marriage and the Family*, 61(3), 790-799.
- Sleebos, J. (2003). *Low fertility rates in OECD countries: facts and policy responses*. OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 13, Paris, France.
- Spéder, Z., & Kapitány, B. (2009). How are time-dependent childbearing intentions realized? Realization, Postponement, Abandonment, Bringing Forward. *European Journal of Population*, 25, 503-523.

- Settersten, R. A. J., & Hagestad, G. O. (1996). What's the latest? Cultural age deadlines for family transitions. *Gerontologist*, 36(2), 178-188.
- Stolzenberg, R. M., & Waite, L. J. (1977). Age, fertility expectations and plans for employment. *American Sociological Review*, 42, 769-783.
- Surkyn, J., & Lesthæghe, R. (2004). Value orientations and the second demographic transition (SDT) in northern, western and southern Europe: An update. *Demographic Research (Special Collection 3)*.
- Thornton, A. (1978). Marital dissolution, remarriage, and childbearing. *Demography*, 15, 361-380.
- Torr, B. M., & Short, S. E. (2004). Second births and the second shift: A research note on gender equity and fertility. *Population and Development Review*, 30(1), 109-130.
- Weller, R. H. (1977). Wife's employment and cumulative family size in the United States, 1970 and 1960. *Demography*, 14(1), 43-65.
- Wu, Z. (1996). Childbearing in cohabitational relationships. *Journal of Marriage and the Family*, 58, 281-292.

Abstract

The Effects of Wife's Work Hours and Husband's Share of Housework on Second Birth

Choi, Yo Han

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

This study aims to examine the effects of work-family conflict faced by women on birth in Korea. To do this, this research analyzed the effects of wives' work hours and husbands' percentage share of housework(including childcare) on second birth using Korean Longitudinal Survey of Women and Families (KLoWF). To put it concretely, this research drew a sample of couples with one child (n = 543) and analyzed the effects of variables surveyed from Wave 1 on second child between June 2008 and May 2009 using binary logistic regression. Couples who had a second child before May 2008 is excluded from our sample to establish exact causality and exact birth record data is made by using Wave 2 and 3.

Main results of this study are as follows.

First, wives' average weekly work hours reduce the second birth likelihood. The second birth likelihoods among 'women who work 40+ hour weeks' and 'unemployed women who have intention to work' are significantly lower than among 'unemployed women who don't have intention to work'. The second birth likelihoods among 'women who work 40+ hour weeks' are significantly lower than among 'Women who work 2-40 hour weeks', but this difference is just marginally significant.

Second, husbands' greater housework share increases the second birth likelihood. The second birth likelihoods among 'men who share $0 < \text{and} \leq 6.61\%$ ', 'men who share $6.61 < \text{and} \leq 16.67\%$ ' and 'men who share more than 16.67% of housework' are significantly higher than among 'men who don't share housework at all'. But although the second birth likelihood increases monotonically as the men's share of housework becomes larger, the differences in second birth likelihood among the latter three groups are not significant.

Third, positive effect of husbands' housework share on second birth is larger among 'unemployed women who don't have intention to work' than among 'employed women or unemployed women who have intention to work'. The differences in positive effect of men's housework share on second birth among two groups are significant.

Policy implications from these results are as follows.

First, work-family policies are needed for increasing fertility rate. This study shows that work-family conflict faced by women in Korea is very high. Means that can reduce work-family conflict are an expansion of childcare services, enhancing childcare

quality, improving the quality of childcare services, an expansion of maternity leave and parental leave, enhancing the availability of flexible work arrangement, and so on. These policy alternatives can increase fertility rate and women employment rate through enhancing women's work-family balance.

Second, the reduction in average work hours is needed for increasing fertility rate. This study shows that the second birth likelihood increases as the men's share of housework becomes larger. However, it is difficult to change men's housework share directly for increasing fertility rate. But more free time of men is needed for men's housework share to increase. Thus, in Korea where average work hours of workers is very high, reducing average work hours can enhance women's work-family balance indirectly through increasing men's housework share. Reducing average work hours also can enhance women's work-family balance directly. So, reducing average work hours or increasing part-time job opportunities would have beneficial consequences for fertility rate by enabling both men and women to use time more leisurely.

Third, spreading an equal gender ideology is needed for increasing fertility rate. Like other studies, this study found that the second birth likelihood increases as share of housework between women and men becomes equally. However, studies about share of housework showed that people's gender ideology views about share of housework have an effect on share of housework between women and men and share of housework between women and men tend to be equal when both women and men have more equal gender ideology views. Then, because gender ideology view about share of housework is determined through socialization,

endeavors to facilitate equality between women and men not only in education and market employment but also in the family can contribute to increasing fertility rate.

Keywords : birth, low fertility, second birth, work-family balance, work-family conflict, share of housework

Student Number : 2011-23151