



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 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](#)

경제학석사 학위논문

남성의 노동시간이
둘째 자녀 출산에 미치는 영향

2016년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

서 원 경

초 록

현재 한국의 저출산 현상을 이해하는데 있어서 중요한 점은 한 가구 당 자녀 수가 감소하고 있다는 것이다. 또한 여성의 교육수준이 높아지고 경제활동에 대한 참여와 육구가 증대됨에 따라 가정에서 남성의 역할이 중요해지고 있으므로 남성의 요인을 중점으로 하여 둘째 자녀 출산을 연구해볼 필요가 있다. OECD 국가들과 비교했을 때 일을 상당히 많이 하는 한국의 경우 일과 가정의 양립이 쉽지 않은 상황임을 알 수 있는데 본 연구에서는 남성의 노동시간이 둘째 자녀 출산에 미치는 영향을 분석하였다.

Cox의 비례위험모형을 이용하여 여성가족패널조사 자료로 분석한 결과 남성의 노동시간은 둘째 자녀 출산에 부정적인 영향을 주는 것을 확인할 수 있었다. 구체적으로 남성의 노동시간이 1시간 늘어난다면 둘째 출산 확률은 약 1.61% 감소하였고, 주당 40시간 이하로 일하는 남성에 비해서 61~80시간 일하는 남성의 경우 둘째 출산 위험이 유의미하게 감소하였다. 남성의 직업별 더미변수를 추가하여 분석한 결과 '사무종사자'에 비해서 '농림어업숙련종사자'일 경우 둘째출산 위험이 약 13.78배 높았다. 첫째 자녀의 연령을 만 5세 이하로 제한하여 분석한 경우도 비슷한 결과를 얻었다. 첫째 자녀 연령이 만 5세 이하일 때 취업여성의 경우는 남성 노동시간과 가사노동시간이 각각 둘째출산에 유의미한 영향을 주는 변수이며, 비취업여성의 경우 가사노동시간은 유의미한 영향을 주는 변수는 아니지만 남성이 노동시간을 줄이면 가사노동시간을 늘려 이것이 둘째 자녀 출산에 긍정적인 영향을 준다는 매커니즘을 확인할 수 있었다. 추가로 첫째와 셋째 자녀 출산을 분석해보면 결과 이따는 남성의 노동시간이 유의미한 영향을 주지 못한다는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구는 기존에 둘째 자녀 출산에 주로 사용되었던 남성의 '가사노동시간'이 아니라 '노동시간'과 둘째 자녀 출산의 상관관계를 밝혔다는 것에 그 의의가 있다. 이 결과를 통해 둘째 자녀 출산율을 높이기 위해서 남성 개인에게 가사나 육아의 부담을 강조하는 것 보다는 남성이 보다 많은 시간을 가정을 위해 쓸 수 있는 정책이나 사회적 분위기를 마련하는 것이 중요함을 알 수 있다.

주요어 : 둘째자녀 출산, 남성 노동시간, 남성 근로시간, 합계출산율, 저출산, Cox의 비례위험모형

학번 : 2013-20159

목 차

제 1 장 서론	1
제 1 절 문 제제기	1
제 2 절 연 구 목 적	4
제 2 장 선행연구 및 연구문제 도출	4
제 1 절 선행연구 분석	4
제 2 절 연 구 문 제 도 출	8
제 3 장 연구 방법	10
제 1 절 분 석 자 료 및 분 석 방 법	10
제 2 절 변 수 설 명	11
제 4 장 연구 결과	15
제 1 절 돌 째 자 녀 출 산 관 련 연 구	15
제 2 절 첫 째 및 셋 째 자 녀 출 산 비 교 연 구	35
제 5 장 결론	40
제 1 절 연 구 결 과 요 약 및 의 의	40
제 2 절 한 계 점	43
참고 문헌	44
Abstract	46

표 목 차

[표 1] 분석에 사용된 변수에 관한 설명	13
[표 2] 변수 기초통계량	14
[표 3] 남성 노동시간을 연속변수로 사용한 둘째출산 위험 회귀분석 결과	16
[표 4] 남성 노동시간을 더미변수로 사용한 둘째출산 위험 회귀분석 결과	19
[표 5] 남성 임금근로자 또는 비임금근로자만을 대상으로 한 둘째출산 위험 회귀분석 결과 ..	20
[표 6] 남성 노동시간 더미구간별 임금근로자 및 비임금근로자 비율	22
[표 7] 분석대상 전체 및 둘째자녀 출산자 직업별 비율, 평균노동시간 및 평균연령	22
[표 8] 남성 직업별 더미변수를 추가한 둘째출산 위험 회귀분석 결과	23
[표 9] 모형(1) 분석대상의 첫째자녀 연령별 표본수 및 비율	25
[표 10] 첫째자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여 남성 노동시간을 연속변수로 사용한 둘째출산 위험 회귀분석 결과	25
[표 11] 첫째자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여 남성 노동시간을 더미변수로 사용한 둘째출산 위험 회귀분석 결과	27
[표 12] 첫째자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여 남성 직업별 더미변수를 추가한 둘째출산 위험 회귀분석 결과	28
[표 13] 취업여성 또는 비취업여성만을 대상으로 한 둘째출산 위험 회귀분석 결과	30
[표 14] 첫째자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여 취업여성 또는 비취업여성만을 대상으로 한 둘째 출산 위험 회귀분석 결과	31
[표 15] 첫째자녀가 5세 이하이고 취업여성인 경우, 남성 가사노동시간 및 가사분담비율을 추가한 회귀분석 결과	33
[표 16] 첫째자녀가 5세 이하이고 비취업여성인 경우, 남성 가사노동시간 및 가사분담비율을 추가 한 회귀분석 결과	34
[표 17] 남성 노동시간을 연속변수로 사용한 첫째출산 위험 회귀분석 결과 및 남성 직업별 더미변 수를 추가한 첫째출산 위험 회귀분석 결과	36
[표 18] 남성 노동시간을 연속변수로 사용한 셋째출산 위험 회귀분석 결과 및 남성 직업별 더미변 수를 추가한 셋째출산 위험 회귀분석 결과	38
[표 19] 셋째자녀 출산 위험 모형에 남성 및 가구총소득을 더미변수로 투입한 회귀분석 결과 ..	39

그림 목 차

[그림 1] 2000년 이후 한국 출산순위별 출생아 수 추이	2
[그림 2] OECD 국가별 연령군 근로시간	3

제 1 장 서론

제 1 절 문 제제기

저출산문제는 현재 우리 사회에서 심각한 문제로 다루어지고 있으며 이와 관련하여 많은 연구가 이루어져왔다. 미국 CIA에서 발간하는 The World Factbook에서는 세계 224개 나라의 합계출산율¹ 순위를 비교하고 있는데, 2014년 기준 CIA의 한국의 합계출산율 추정치는 1.25명으로 공동 219위에 머물렀으며 이는 OECD 회원국 중에서 최하위이다.² 또한 저출산 사회로 접어드는 속도가 상대적으로 빠르고 오랜 기간 지속되고 있다. OECD에서는 합계출산율 1.3명 미만이면 초저출산 국가로 분류하고 있는데 한국의 합계출산율은 2001년부터 계속하여 이 수준에 미치지 못하고 있으며 회원국 중 최장기간 초저출산 국가로 분류되고 있다.

출산율의 감소를 이해하는데 있어서 중요한 점인 유배우 여성 비율의 감소이다. 이철희(2012) 논문에 따르면 혼외 출산율이 매우 낮은 한국의 경우 만혼이나 미혼 여성 비율이 증가하면 유배우 비율이 낮아지게 되고 이 경우 유배우 출산율은 그대로 유지된다고 해도 합계출산율은 감소하게 된다. 실제로 이 논문의 결과는 1991년 이후 유배우 비율 감소가 합계출산율 감소의 100% 이상을 설명하고 있다. 불안정한 경제상황과 엄청난 삶의 비용으로 인해 연애, 결혼, 출산 세 가지의 포기한 이른바 삼포세대(三抛世代)가 등장하고, 여성들의 교육수준이 향상되고 경제활동에 대한 욕구가 높아지면서 결혼을 미루거나 아예 결혼을 하지 않는 여성들이 늘어나고 있는 현재 상황에서 예전에 비해 출산율 기대할 수 있는 여성의 수가 줄어들고 있는 셈이다.

출산율 감소 현상에서 또 하나 주목할 점은 한 가구 당 자녀 수가 감소하고 있다는 것이다. Kohler, Billari, and Ortega(2002)는 출산율 저하는 자녀가 없는 가정 비율 증가보다는 가정에서 둘째 자녀를 출산하지 않아서 일어나는 현상이라고 지적하였으며[Kohler, Billari, and Ortega(2002): 전나리, 조복희(2012)에서 재인용], 조영태(2009)는 둘째 이상 자녀들의 경우 여성 연령층 별로 출산이 크게 감소하여 전반적으로 출산의 속도(tempo)효과보다는 양적(quantum)효과가 두드러져, 이것이 한국 저출산의 주요 원인을 지적하였다[조영태(2009): 김일욱, 왕희정, 정구철, 최소영(2010)에서 재인용]. 2014년 보건복지부의 ‘아이 좋아 둘이 좋아’라는 슬로건 역시 가정 내 두 자녀 이상 출산의 중요성을 강조하는 것임을 알 수 있다. 참고로 2000년 이후 한국 출생아들의 출산순위별 출생아 수 추이를 살펴보면 그림 1과 같다. 이러한 배경을 바탕으로 출산에 있어서 특히나 ‘둘째자녀’의 출산율 살펴볼 필요가 있기 때문에 본 연구를 시작하게 되었다.

¹ 합계출산율(Total Fertility Rate)이란 15~49세의 가임 여성 한 명이 평생 낳을 것으로 기대되는 평균 출생아 수를 나타낸 지표로, 출산력 수준을 나타내는 대표적인 지표이며 통계청의 인구동향조사에 따르면 2014년 한국의 합계출산율은 1.21명임.

² 원 자료는 <https://www.cia.gov/library/publications/download/>에서 확인할 수 있으며, 연합뉴스의 기사(<http://www.yonhapnews.co.kr/economy/2014/06/13/0301000000AKA20140613158200008.HTML>)를 참고하였음.

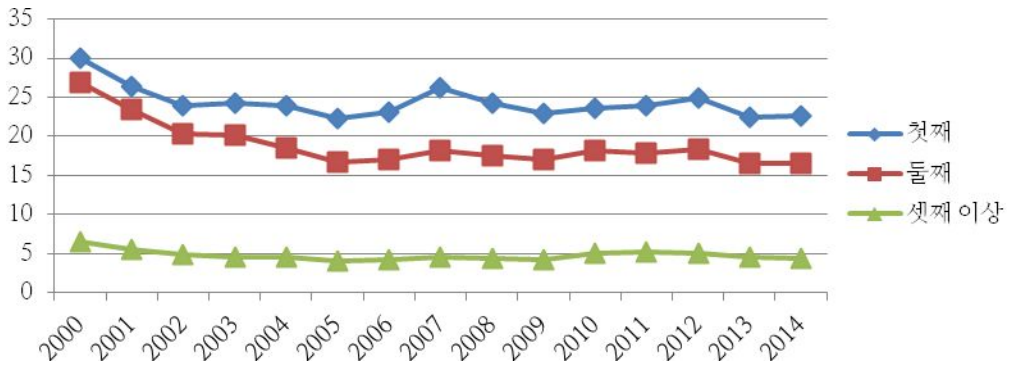


그림 1. 2000년 이후 한국 출산순위별 출생아 수 추이 (단위:만명)

자료출처: 2014년 출생통계(확정) 및 2010년 출생통계(확정), 통계청, <http://kostat.go.kr>

여성의 교육수준이 높아지고 노동시장에서 여성의 지위가 향상됨에 따라 여성의 경제활동참가율은 꾸준히 증가하고 있다. 또한 사회적으로는 양성평등을 강조하는 분위기가 형성되고 있으며 이를 향한 사람들의 인식도 높아지고 있다. 이러한 현상을 바탕으로 여성과 남성이 출산과 육아, 사회활동을 함께 한다는 분위기가 점차 형성되고 가정에서 남성의 역할이 점점 중요해지고 있다. 여기에 둘째자녀의 경우 출산으로 인해 가사나 육아의 부담이 증가함으로 남성의 참여가 더욱 중요해질 것이며, 둘째 이전에 첫째 자녀를 키웠던 경험의 반복임으로 가정에서 기존에 남성의 역할이 둘째 출산을 결정하는데 있어서 중요할 것이라는 판단에 따라 본 연구에서는 둘째자녀 출산에 있어서 남성의 특성에 초점을 맞추고자 한다.

일을 하지 않은 나머지 시간을 자기 자신이나 가정을 위해 쓸 수 있는데 다른 나라에 비해 상대적으로 많은 시간 일을 하는 한국에서는 일과 가정의 양립이 쉽지 않은 상황임을 추측할 수 있다. OECD에서 조사한 2014년 한국의 1인당 연평균 근로시간은 2,124시간으로 34개 회원국 중에서 멕시코에 이어 2위를 차지했다.³ OECD 회원국의 평균 근로시간은 1,770시간인데 한국은 이에 비해서 1.2배 더 많은 시간을 일한 셈이고, 1,371시간으로 가장 짧은 독일에 비해서는 1.55배 더 많은 시간을 일한 셈이다. OECD 국가들과 비교한 한국의 연평균 근로시간은 그림 2에서 확인할 수 있다. 높은 근로시간뿐만 아니라 근로시간이나 근로형태에 있어서 유연성이 높지 않은 것도 한국 노동시장의 특성이라고 할 수 있다.

³ <http://stats.oecd.org>에서 자료를 확인할 수 있음.

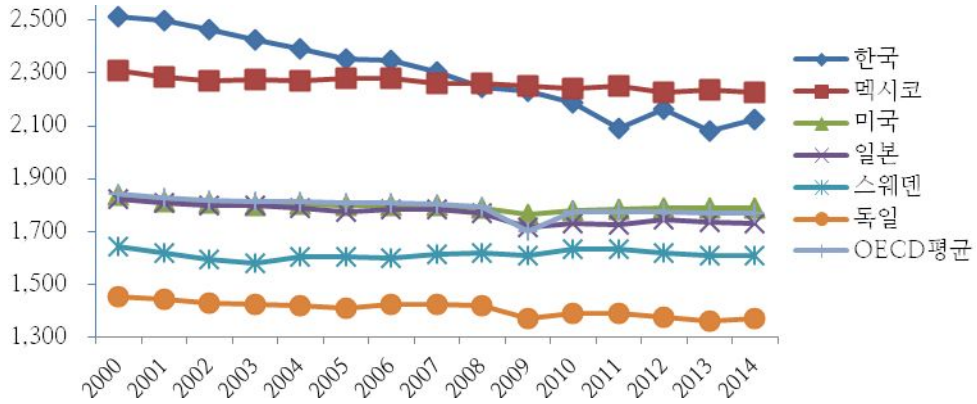


그림 2. OECD 국가별 연평균 근로 시간 (단위: 시간)

자료 출처: <http://stats.oecd.org/>

제 2 절 연구 목적

기존의 출산에 관한 다양한 연구들은 주로 여성의 요인에 바탕을 두고 이루어져왔다. 하지만 출산에 있어서 남성의 참여가 점차 중요해지고 있으며 둘째 자녀의 출산에 있어서는 이것이 더욱 결정적일 것이므로 본 연구에서는 남성의 요인에 초점을 맞추고 이것이 둘째 자녀 출산에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 다른 나라에 비해 상대적으로 많은 시간 일을 하는 한국의 저출산 현상을 이해하고 이에 대한 해결점을 모색하는데 도움이 되고자 구체적으로 남성의 노동 시간과 둘째 자녀 출산의 상관관계를 밝히는 것이 본 논문의 목적이다.

제 2 장 선행연구 및 연구문제 도출

제 1 절 선행연구 분석

출산에 관한 경제학적 분석의 기초는 Becker의 신가계경제학에 근거를 두고 있다. Becker(1981)는 자녀를 재화라고 생각하고 여성임금을 자녀에 대한 기회비용으로 생각하며 이것이 출산율의 주요 원인이 된다고 분석한다. 여성임금의 상승은 출산율에 양의 소득효과와 음의 대체효과를 가져오는데 둘의 상대적인 크기에 따라 출산율의 증가와 감소가 결정된다.

선행연구들을 살펴보면 둘째 자녀 출산에 영향을 주는 주된 요인들은 크게 인구학적 특성, 가구 소득이나 양가부모의 생존, 가치관 등과 관련된 가구의 특성 및 정책적 요인으로 구분된다. 인구학적 특성에는 대체로 연령, 학력, 소득, 취업여부나 근무형태 등의 특성이 포함되는데 주로 여성의 특성에 초점을 맞추고 있다. 가구의 특성은 가구 소득이나 육아와 가사에 도움을 줄 수 있는 사람이 있는 지 여부나 가치관과 관련된 특성이 있는데, 가치관과 관련된 가구의 특성은 보기[예]를 들어 가구 내에서 양성평등과 관련된 인식의 정도, 가사노동 분담 정도, 부부의 의사결정 과정이나 결혼 생활에 대한 만족도, 이상적으로 생각하는 자녀의 수나 성별 등의 요인이며 여기에서 종종 남성의 특성(남성의 가사노동 분담 정도 등)이 분석의 변수로 사용된다[Torr and Short(2004), Olah(2003), 박수미(2008), 정혜은, 진미정(2008)]. 마지막으로 정책적 요인은 휴가제도나 보육서비스, 출산 및 보육과 관련된 사회복지혜택 등이 있다[Olah(2003), 정혜은, 진미정(2008)]. 둘째 출산 관련 연구에서는 양성평등과 관련된 요인이나 부부의 가사노동 분담 정도가 더욱 중요하게 다루어지고 있는데, 이는 둘째 자녀로 인해서 육아나 가사노동의 부담이 증가하기 때문이기도 하고 첫째 자녀를 기르던 경험이 둘째 자녀의 출산을 결정하는데 중요한 영향을 주기 때문이다. 또한 둘째 출산의 경우 기존 첫째 자녀의 성별이나 나이가 추가되어 연구가 이루어졌다[Torr and Short(2004), 박수미(2008), 정혜은, 진미정(2008), 최요한(2014)].

둘째 자녀 출산과 관련된 선행연구를 보다 자세히 살펴보면 다음과 같다. 먼저 Torr와 Short(2004)는 미국의 한 자녀 맞벌이 가정을 대상으로 1987년부터 1988년 1차 조사 때의 가사노동 분담 정도가 1992년부터 1994년 2차 조사 때 둘째 자녀를 출산하는데 어떤 영향을 주는지를 연구하였는데, 여성의 가사노동 분담 정도가 중간 수준(54%~84%)일 때보다 더 많거나(84%초과, 'Traditional couples') 더 적을 때(54% 미만, 'Modern couples') 둘째 자녀 출산율이 높았다. 구체적으로 여성의 가사노동 분담 정도가 '중간 수준'인 경우에 비해 'Modern couples'일 경우 둘째 자녀 출산율 확률이 3.5배 많고 'Traditional couples'일 경우 2.3배 많았다. 이것을 U자 모양(U-shaped)현상이라고 설명하였는데, 이 용어는 Chesnaiss의 연구에서 처음 사용되었다. Chesnaiss(1996, 1998)는 양성평등(gender equity)에 대한 인식의 증가가 개발도상국에서 출산율이 낮아지는 현상과 연관이 되고 선진국에서는 높은 출산율과 관계가 있다고 밝히면서 개발도상국과 선진국의 양성평등 수준과 출산율의 U자 모양 관계를 페미니스트 역설이라고 말했다[Chesnaiss(1996, 1998): Torr and Short(2004)에서 재인용]. McDonald(2000)는 이 U자 모양 관계를 교육이나 고용시장과 같은 개인 중심 제도(individual-oriented institutions)와 가정 내 성별 분업과 같은 가족 중심 제도(family-oriented institutions)의 관계로 설명하였다. 양성평등에 대한 인식이 높은 국가는 개인 중심 제도와 가족 중심 제도에서 모두 평등하고 반대로 양성평등에 대한 인식이 낮은 국가는 개인 중심 제도와 가족 중심 제도에서 모두 불평등하며, 양성평등 인식이 중간 정도 되는 나라는 개인 중심 제도에서는 평등한 반면 가족 중심 제도에서는 불평등한 경우(예를 들어 고용시장이나 교육 분야에서는 양성평등에 대한 인식이 높으나 가정 내에서의 가사노동 분담이 불평등한 경우)인데, 출산율이 가장 낮은 나라는 이 양성평등에 대한 인식이 중간 수준인 국가들이다[McDonald(2000): Torr and Short(2004)에서 재인용]. Torr와 Short의 연구로 돌아오면 여성의 연령이 증가하거나 첫째 자녀 출산 이후 5년 이상 지나면 둘째 자녀 출산에 부정적인 영향을 주고, 여성의 교육이 증가하면 둘째 출산에 긍정적인 영향을 준다고 밝혔다.

Olah(2003)의 논문에서는 양성평등 수준이 높은 스웨덴과 전통적인 성 역할이 강조되는 헝가리의 둘째

자녀 출산을 비교하였다. 각 나라별로 정책시기별 더미수, 양성평등 수준 지표, 교육수준, 현재 고용상태 네 가지 설명변수로 둘째 자녀 출산을 분석하였는데 먼저 스웨덴의 경우는 출산관련 정책이 확대 시행될수록, 남성의 육아참여도가 높을수록 여성의 교육수준이 높을수록 둘째 자녀 출산율이 증가하였으며 현재 여성의 고용상태도 유의미한 영향을 주는 변수였다. 여기서 여성의 교육수준이 증가할수록 둘째 자녀 출산율이 증가한다는 의미는 사회적으로 교육을 더 받은 여성의 출산에 대한 비용을 잘 줄이고 있다는 증거가 된다. 헝가리의 경우는 가사분담이 증가하면 둘째 출산 확률이 유의미하게 증가하며 나머지 세 설명변수도 유의미한 결과를 나타냈다. 그런데 스웨덴과 비교해서 주목할 점은 여성의 교육수준이 증가할수록 둘째 자녀 출산율이 낮아졌다는 것이다.

국내에서 이루어진 연구들을 살펴보면 박수미(2008)의 연구에서는 가족 내 성 형평성(gender equity)과 둘째 출산 계획의 관계를 분석하였는데 총 가구연수가 많을수록, 첫째 자녀가 여아일수록 둘째 출산에 긍정적인 태도를 보였으며, 성 형평성과 관련된 변수인 남편의 가사노동 시간은 취업여성의 경우에만 유의했으며 가사노동 시간이 증가할수록 둘째 자녀 출산에 적극적이었다. 정혜은, 진미정(2008)의 논문에서는 둘째 자녀 출산의도를 기혼 여성의 취업여부에 따라 나누어 분석하였는데 취업여성의 경우 남편의 가사노동 시간과 친정어머니의 생존여부, 정책목수가 출산의도에 유의미한 영향을 주는 반면, 비취업여성은 자녀양육비나 첫 자녀성별이 유의미한 영향을 준다는 결과를 도출하였다. 김일옥 외(2011)의 기혼 여성의 후속 출산의도에 관해 연구 결과를 보면 취업여성에게 있어서 둘째 출산의도는 여성의 연령과 주당 근로일수, 출산지원정책이 유의미한 영향을 미치나, 비취업여성의 경우 이러한 변수가 출산의도에 유의미한 영향을 미치지 않았다.

정은희, 최유석(2013)은 여성가족패널조사를 이용해서 둘째 출산계획뿐만 아니라 출산을 대상으로 연구하였는데, 둘째 자녀 출산과 관련된 요인은 출산계획과 관련된 요인과 대체로 유사하고, 여성의 연령이 낮고 전업주부이며 결혼만족도가 높고 자녀교육에 관해 남편의 참여가 높은 경우 둘째 출산할 확률이 높았다. 이 연구에서는 정부의 저출산 정책이 셋째 자녀 출산장려정책을 중심인 점을 지적하면서 한 자녀에서 두 자녀 가족으로의 이행률이 낮은 상황에서 셋째 자녀 장려정책만으로는 현재의 저출산 현상에 대응하기에 한계가 있다고 주장하였다.

실제 출산을 대상으로 한 또 다른 연구로 최요한(2014) 역시 여성가족패널조사로 둘째 아이 출산에 있어서 아내의 근로시간과 남편의 가사일 분담의 영향을 분석하였는데, 아내의 근로여부뿐만 아니라 근로의사를 연구에 포함하였다. 연구 결과에 따르면 아내의 근로시간이 증가할수록 둘째 아이 출산에 부정적인 영향을 미쳤고, 남편의 가사일 분담비율이 증가할수록 둘째 출산에 긍정적인 영향을 미쳤다. 또한 남편의 가사일 분담비율이 둘째 아이 출산에 미치는 영향을 아내의 근로의사와 연결시켜, '근로하지 않고 근로의사도 없는 여성' 보다 '근로 중인 여성 또는 근로하지 않지만 근로의사가 있는 여성' 에게서 남편의 가사일 분담비율이 더 크게 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 분석의 모형에서는 여성의 연령은 유의미한 영향을 주지 않았으며, 가구 내 가사일을 도와주는 다른 성인이 있는지 여부와 첫째 아이 연령이 유의미한 영향을 주는 변수였다. 최요한은 연구에서 출산율 증진을 위해 남성이 가사일 분담을 증가하려면 근로 외 시간이 충분히 확보되는 것이 필요하다고 지적하였다.

앞에서도 밝혔듯이 자녀 출산에 있어서 가사분담 등의 변수를 제외하면 남성의 요인을 분석한 연구는 많지 않는데 전나리, 조복희(2012)는 출산에 있어서 아버지의 영향에 관한 연구가 부족했다는 점을 강조하며

기혼 남성의 인구통계학적 변수, 양육 부담감, 역할 만족도, 출산장려정책 인지도가 추가 출산계획 여부에 미치는 영향을 연구하였다. 기혼 남성의 추가 출산계획의 선택요인의 로지스틱 회귀분석 결과를 보면 ‘ 남편과 아내 모두 자녀출산을 원함’의 경우 여성의 연령, 현재 자녀 수, 여성의 취업여부, 역할만족도, 출산장려 정책 인지도가 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

아마구치 가즈오는 일과 가정의 양립과 저출산에 관한 여러 편의 연구를 통해 “일본의 저출산화 원인은 첫째 자녀의 경우 기업의 지원 체제 미비, 둘째 자녀는 남편의 비협력, 셋째 자녀는 경제적 부담”이라고 말하면서 “첫째 자녀의 경우 근무처에서 일과 가정의 양립을 위한 지원을 충실히 하는 것, 둘째 자녀의 경우 가정 내 부부 역할 분담이 잘 이루어지고 남편이 육아에 헌신적인 것, 셋째 자녀의 경우 교육비 등의 경제적 요인을 지원해주는 것이 출산율을 늘리는데 도움을 줄 것”이라고 주장하였다.⁴

제 2 절 연구문제 도출

우리나라의 저출산 문제를 해결하기 위해서는 한 가정 안에서 한 자녀보다 많은 출산이 이루어져야 한다는 점과 양성평등이 중요시되고 여성의 경제활동에 대한 욕구와 참여가 증가하면서 출산과 육아에 있어서 남성의 역할이 점점 강조되고 있다는 점, 남성은 대부분 많은 시간을 노동에 할애하고 있다는 점을 바탕으로 본 연구에서는 둘째 자녀 출산에 있어서 남성 노동시간이 둘째 자녀 출산에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 위에서 확인한 바와 같이 둘째 자녀 출산을 분석하는데 있어서 남성의 인구통계학적 특성이나 직업적인 특성을 중점적으로 분석한 선행연구는 많지 않은데 여기서는 남성의 노동시간 및 직업적인 특성의 영향을 중점적으로 분석해보고자 한다.

남성이 노동 이외의 시간을 가사 및 육아를 위해 사용할 수 있으므로 가사노동 시간이나 가사노동 분담비율은 남성의 노동시간과 밀접한 관련이 있는 변수라고 할 수 있는데 선행연구에서는 남성의 ‘가사노동시간’이나 ‘가사분담정도’에 주목하고 있다. 그러나 본 연구에서 남성의 ‘노동시간’을 사용한 이유는 크게 두 가지이다. 첫째 남성의 가사노동 분담정도라는 변수는 내생성(endogeneity)의 문제가 있을 수 있다고 판단하였다. 종속변수와 설명변수 모두에 영향을 미칠 수 있는 변수가 모형에서 누락되어 설명변수와 오차항이 상관관계를 갖는 누락변수 편의(omitted variable error)의 경우 설명변수가 내생성을 갖게 되는데 둘째 자녀의 출산의도나 출산을 분석함에 있어서 가사노동 분담정도는 남성의 가정적인 가치관이라는 변수가 누락되어있다고 볼 수 있다. 즉 남성이 이만큼 가사를 분담하였기 때문에 둘째 출산에 영향을 미쳤다고 보다는 원래 가정적인 가치관을 더 많이 가지고 있는 남성일수록 가사를 분담하는 정도가 높을 것이고 이 경우 남성의 가사분담정도만 가지고 둘째 출산에 미치는 영향을 추정할 경우 이것은 일치추정량이 아닐 수 있으며 그 영향력이 과대추정될 수 있다.⁵ 물론 남성의 노동시간도 이 누락변수 편의 문제가 전혀 없다고는

⁴ 아마구치 가즈오 (2010), 『일과 가정의 양립과 저출산』, 서울, 한국보건사회연구원.

⁵ 내생성 문제에 관한 설명은 민인식, 최필선(2009)의 『기초통계와 회귀분석』을 참고하고 인용하였다.

볼 수 없다. 가정적인 가치관을 중요시하는 남성일수록 노동 시간이 적은 일을 선택하거나 일을 적게 하는 가능성이 있으므로 내생성의 문제를 아주 배제할 수는 없지만 근무 형태나 근무 시간에 있어서 유연성이 많지 않고 일하는 사람이 선택할 수 있는 권리가 많지 않은 한국 노동 시장 상황을 고려해보면 남성의 노동 시간은 가사노동 부담정도 보다는 외생적으로 주어지는 변수라고 생각된다.

남성의 노동 시간을 주요 설명변수로 사용하고 자 하는 두 번째 이유는 다른 나라와 비교 해서 노동 시간이 상당히 높은 한국의 경우 남성의 노동 시간이 둘째 자녀 출산에 미치는 영향을 분석함으로써 저출산 현상을 해결하기 위한 정책적 함의를 생각해볼 수 있기 때문이다.

제 3 장 연구 방법

제 1 절 분석자료 및 분석방법

본 연구는 한국 여성정책연구원에서 진행하는 여성가족패널조사를 바탕으로 이루어졌다.⁶ 여성가족패널조사는 전국 일반가구 중 만 19세 이상 만 64세 이하의 여성가구원이 있는 가구를 대상으로 추출된 9,068가구와 9,997명을 원표본으로 하여 2007년 1차 조사가 이루어졌으며, 2008년에 2차, 2010년에 3차, 2012년에 4차 조사가 이루어졌다. 1차 응답자 중 4차까지 조사를 완료한 사람은 7,658명으로 표본유지율은 76.6% 정도이다.

분석대상은 1차 조사 시점에 기혼 여성 중에서 자녀가 한 명이고 연령이 만 43세 이하인 경우로 정하였다.⁷ 별거나 이혼, 사별의 경우 분석대상에서 제외하였으며 직장이나 자녀교육 또는 다른 이유로 배우자와 일시적으로 따로 살고 있는 경우도 마찬가지로 분석대상에서 제외하였다. 또한 둘째 자녀의 임신시기가 2007년 1차 조사시점 전인 경우를 분석대상에서 제외하였다.⁸ 설명변수가 이미 둘째 자녀를 임신하고 있을 당시에 작성되었다면 여성 취업여부나 가사하는 사람 존재여부에 임신이 역으로 영향을 미칠 수 있기 때문이다, 예를 들어 둘째 자녀를 임신했기 때문에 여성이 비취업이 된 경우나 가사를 돕는 사람이 존재하게 되는 경우가 있을 수 있다고 판단하였기 때문이다. 분석방법은 COH의 비례위험모형(Proportional Hazards Model)을 이용하였는데 이는 주로 의학연구에서 사용되는 모형으로 종속 변수 결정에 있어서 어떤 사건이 발생하기까지의 시간(t)과 사건발생 두 가지가 함께 고려된다. COH의 비례위험모형에서 중요한 개념이 생존 함수

⁶ 자료는 <http://klowf.kwdi.re.kr/datacenter.do?method=goList>에서 다운로드 하였음.

⁷ 통상 가임기 여성의 나이는 49세까지로 보지만 본 연구에서는 만 43세까지로 제한하였으며 실제로 둘째 자녀를 출산한 여성의 나이는 20세부터 41세까지였음.

⁸ 구체적으로 둘째 자녀 임신시기가 2007년 12월까지의 대상자들(약 12.74%)을 분석에서 제외하였음.

(Survival function)와 위험함수 (Hazard function)인데 생존 함수는 t시간 이상 사건이 발생하지 않은 확률을 결정하는 함수이며 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$S(t) = 1 - F(t) = Pr(T > t)$$

위험함수는 t시점까지 어떤 사건을 겪지 않은 사람이 t시점 바로 직후에 순간적으로 사건을 겪을 조건부 확률의 함수이며 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

$$h(t) = h_0(t) \exp\{\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k\}$$

이것이 위험함수의 형태이자 이 논문의 연구 모델식이고, 분석을 통하여 설명변수 x들의 계수인 β 값들을 추정해보고자 한다.

제 2 절 변수 설명

이 연구에서 종속 변수는 둘째자녀를 임신하기까지 걸리는 시간, 즉 t의 hazard rate이다. Cox의 비례위험 모형에서는 이 t의 개념이 매우 중요한데, 본 연구에서 이 t는 2007년 여성가족 패널 1차 조사를 완료한 시점부터 시작된다. 분석대상 중에서 둘째자녀를 임신한 사람의 경우 t의 종료시점은 둘째 임신한 시점이 되고 4차 조사까지 둘째 임신하지 않은 사람의 경우는 2012년 4차 조사 종료시점인 2012년 12월을 t의 종료시점으로 정하였다. 여성가족 패널조사에서는 지난 조사 이후 임신(이나 출산)을 경험하였는지를 묻고 있으며 '임신의 결과를 '출산, 사산, 자연유산, 인공유산, 임신중' 다섯가지로 분류하여 추가로 조사하는데 '사산, 자연유산, 인공유산'은 분석대상에서 제외하였고 임신중은 출산으로 이어졌다고 본다. 2차 조사에서는 지난 조사 이후 임신이나 출산을 한 경우 임신시기를 묻는 문항이 있으므로 2차에 둘째자녀를 임신하거나 출산한 경우 모두 조사된 임신시기를 t의 종료시점으로 사용하였다. 반면 3차와 4차 조사에서는 임신시기는 묻지 않고 출산한 경우 출산시기만을 묻고 있다. 따라서 3차와 4차에 둘째자녀를 임신중이라고 보고한 사람들은 임신시점을 일괄적으로 각 조사시점으로 하였고, 출산한 경우는 보고된 출산시기에서 9개월을 빼시점을 임신시점으로 넣어주었다. 3차 조사에서 둘째자녀를 임신중이라고 보고한 11명 중에서 7명은 4차 조사에서 지난 조사 이후 임신이나 출산을 한 경험이 있다고 응답하고 둘째자녀의 출산시기를 보고하였는데, 이 경우 조사된 출산시기에서 9개월을 빼시점으로 임신시점을 바꿔주었다. 참고로 분석대상 404명 중

⁹ 2차 조사에서는 '지난 조사 이후 임신이나 출산을 한 적이 있는지'를 묻고 있으며, 3차와 4차의 경우 '지난 조사 이후 임신한 적이 있는지'를 묻고 있음.

에서 둘째 자녀를 출산한 사람은 148명인데 2차 조사에서 둘째 자녀를 출산한 사람이 26명, 임신중인 사람이 27명이고 3차 조사에서 출산한 사람이 61명, 임신중인 사람이 11명, 4차 조사에서는 출산한 사람은 15명, 임신중인 사람은 8명이다.

설명변수는 2007년 1차 조사시점의 정보를 가지고 분석을 진행하였다. 따라서 보다 정확하게 말해서 이 연구의 목적은 2007년 1차 조사 시점에 남성의 노동시간을 포함한 설명변수들이 둘째 자녀 출산에 미치는 영향을 보고자 하는 것이며, 이 시점에 남성이 이만큼 일을 하면 둘째 자녀를 출산할 hazard rate가 얼마나 되는지를 보고자 하는 것이다. 각 변수에 관한 보다 구체적인 설명은 표 1과 같다. 남성의 노동시간의 경우 주당 평균 노동시간을 사용하였고 연령은 모두 만 나이를 나타낸다. 남성과 여성의 교육은 더미변수를 사용하여 구간을 나누었는데 기준변수는 고졸 이하이다. 소득변수 남성의 소득, 여성의 소득 및 이를 제외한 가구 총 소득으로 나누어 분석하였으며 여성의 취업여부 구분은 지난 일주일을 기준으로 일자리를 가지고 있거나 수입을 목적으로 일한 적이 있느냐를 기준으로 하고 있다. 가사에 도움을 주는 사람이 있는 지 여부는 부부를 제외하고 현재 집안일을 도와주는 사람이 따로 있는 지를 묻는 문항의 정보를 사용하였고, 도시화 정도를 구분하기 위하여 서울 및 6대 광역시가 아닌 경우를 기준으로 하여 서울 및 6대 광역시에 거주하는 경우 1의 값을 부여하여 더미변수를 생성하였다.

표 1. 분석에 사용된 변수에 관한 설명

변수	설명
남성 노동시간	주당 평균 노동시간 변수를 사용하거나 계산하였는데 이는 일주일 동안의 총 노동시간을 의미하며 초과하여 일한 시간을 포함함.
남성 연령	남성의 만 나이를 사용함.
남성 학력	남성의 학력이 고등학교 졸업 이하인 경우를 기준으로 하여 더미변수를 생성함.
대졸 이하	남성의 학력이 2/3년제 대학 또는 4년제 대학교 졸업인 경우 1, 나머지는 0의 값을 부여함.
대학원 이상	남성의 학력이 대학원 석사과정 이상인 경우 1, 나머지는 0의 값을 부여함.
남성 소득	남성의 세금 공제 전 월 평균 급여액이나 월 평균 순 수입액임.
여성 연령	여성의 만 나이를 사용함.
여성 학력	여성의 학력이 고등학교 졸업 이하인 경우를 기준으로 하여 더미변수를 생성함.
대졸 이하	여성의 학력이 2/3년제 대학 또는 4년제 대학교 졸업인 경우 1, 나머지는 0의 값을 부여함.
대학원 이상	여성의 학력이 대학원 석사과정 이상인 경우 1, 나머지는 0의 값을 부여함.
여성 취업여부	‘지난 일주일 동안 일자리를 가지고 있었다’ 또는 ‘지난 일주일 동안 수입을 목적으로 일한 적이 있었다’ 라는 문항을 바탕으로 하였으며, 비취업임을 기준으로 하여 취업일 경우 1의 값을 부여하여 더미변수를 생성함.
여성 소득	여성의 세금 공제 전 월 평균 급여액이나 월 평균 순 수입액임.
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	2007년 세금 공제 전 상반기 가구 총 소득에서 남성의 소득과 여성의 소득을 제외한 금액으로 가구 총 소득에는 가구의 근로 및 사업소득, 금융소득, 부동산소득,

	사회보험소득, 이전소득, 기타소득을 포함시킴.
가사돌보는 사람 존재 여부	부부를 제외하고 현재 집안일을 도와주는 사람이 따로 있는지를 묻는 문항을 바탕으로 하여 도와주는 사람이 없는 경우 0, 있는 경우 1의 값을 부여하여 더미변수를 생성함. 집안일은 음식만들기나 청소, 빨래 등의 일상적인 집안일이나 자녀를 돌보는 일 등을 포함함.
첫째 자녀 성별	첫째자녀가 아들일 경우를 기준으로 하여 딸이면 1 값을 부여함.
첫째 자녀 연령	첫째자녀의 생년월일 정보로 만 나이를 계산함.
광역시 여부	서울 및 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산 6대 광역시 경우 1, 그 외 지역일 경우 0의 값을 부여함.

모형에 사용된 변수의 기초통계량은 아래의 표 2에서 볼 수 있는데 전체에 비해서 둘째자녀를 출산한 경우 남성 노동시간의 평균이 짧고 표준편차도 작다. 연령을 보면 둘째 짝 출산한 경우 평균적으로 남성과 여성 모두 젊고 첫째 아이의 연령도 낮으며 표준편차는 작다. 둘째 자녀를 출산한 경우는 남성과 여성 모두 대졸자의 비중이 높으며 취업여성의 비율은 낮았다. 둘째 짝 출산한 경우 소득은 더 낮고, 가사를 도와주는 사람이 있는 비율이 높으며 첫째 아이의 여아 비율이 소폭 증가하며 광역시에 거주하는 사람의 비율도 소폭 증가한다. 둘째 자녀를 낳은 사람들의 평균 나이는 2007년 12월 1차 조사 종료 시점으로부터 평균적으로 둘째 자녀를 임신하기까지 걸리는 시간으로 해석할 수 있다.

표 2. 변수 기초통계량

	전체(404명)		둘째출산한 경우 (148명)	
	평균/비율	표준편차	평균/비율	표준편차
남성 노동시간	51.07시간	14.24	48.94시간	12.23
40시간 이하	36.88%		41.22%	
41~50시간	29.70%		31.08%	
51~60시간	15.35%		17.57%	
61~70시간	9.16%		4.73%	
71~80시간	4.95%		2.70%	
81시간 이상	3.96%		2.70%	
남성 연령	35.81세	5.55	32.61세	3.91
남성 학력	-	-	-	-
고졸 이하	35.40%		29.73%	
대졸 이하	60.40%		67.57%	
대학원 이상	4.21%		2.70%	
남성 소득	259.75만원	144.62	242.70만원	108.05
여성 연령	33.23세	4.95	30.35세	3.43
여성 학력	-	-	-	-
고졸 이하	41.58%		33.78%	
대졸 이하	55.20%		62.16%	
대학원 이상	3.22%		4.05%	

여성 취업여부 (취업=1)	24.26%		20.27%	
여성 소득	40.24만원	95.04	34.08만원	74.46
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	152.50만원	682.29	145.01만원	485.78
가사돌보는 사람 존재(있음=1)	8.66%		10.14%	
첫째 자녀 성별 (여아=1)	45.79%		52.03%	
첫째 자녀 연령	4.11세	4.73	1.40세	1.92
광역지역부 (서울 및 6대광역시=1)	49.01%		50.68%	
t	44.33월	22.52	17.22월	14.91

제 4 장 연구 결과

제 1 절 돌째 자녀 출산 관련 연구

남성 노동시간이 돌째 자녀 출산 위험에 미치는 영향이 선형일 것이라고 가정하고 연속 변수 형태로 분석한 결과 [모형(1)]를 표 3에서 확인할 수 있다. 남성의 노동시간과 남성 연령, 첫째 자녀의 연령이 돌째 자녀 출산에 유의미한 영향을 주는 변수로 추정되었다. 구체적으로 살펴보면 남성의 노동시간이 1시간 늘어난다면 돌째 자녀 출산 확률이 1.61% (= (1-0.9839)×100%) 정도 낮아진다. 노동시간의 단위를 5시간과 10시간으로 바꾸어 hazard ratio를 계산해보면 각각 0.9220와 0.8501이며 주 5일 일하는 남성의 경우 하루에 1시간 더 일을 하면 돌째 출산 확률이 7.80% 감소하고 하루에 2시간 더 일을 하면 14.99% 감소한다는 해석이 가능하다. 또한 남성의 연령이 1살 증가하면 돌째 자녀 출산 확률이 약 6.12% 감소하고 첫째 자녀의 나이가 1살 많아지면 돌째 출산 확률이 약 19.23% 감소한다.

표 3. 남성 노동시간을 연속 변수로 사용한 돌째 출산 위험 회귀분석 결과

변수명	모형(1)	
	β 값	hazard ratio (=e ^{β 값})
남성 노동시간	-0.0162** (0.00724)	0.9839
남성 연령	-0.0631** (0.0292)	0.9388
남성 학력-대졸 이하	0.0340 (0.210)	1.0346
남성 학력-대학원 이상	-0.775 (0.597)	0.4609
남성 소득	-0.000541 (0.000689)	0.9995
여성 연령	-0.0190 (0.0310)	0.9812

여성 학력-대졸 이하	0.223 (0.201)	1.2504
여성 학력-대학원 이상	0.622 (0.494)	1.8628
여성 취업여부 (취업=1)	-0.138 (0.418)	0.8709
여성 소득	-9.82e-05 (0.00214)	0.9999
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	2.90e-05 (0.000126)	1.00003
가사돕는 사람 존 재여부 (있음=1)	0.284 (0.290)	1.3286
첫째 자녀 성별(여아=1)	0.0736 (0.170)	1.0764
첫째 자녀 연령	-0.214*** (0.0453)	0.8077
광역시여부 (서울 및 6대광역시=1)	0.0287 (0.169)	1.0292
표본수		404

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

기존 둘째 자녀 출산에 관한 선행연구들은 주로 여성의 연령을 설명변수로 사용하고 있으며 출산율에 영향을 주는 주요 변수이다[Torr and Short(2004), 박수미(2008), 정혜은, 진미정(2008), 정은희, 최유석(2013)]. 남성의 연령을 분석한 연구는 많지 않은데, 전나리, 조복희(2012)의 연구에서는 남성의 연령이 추가자녀 출산계획에 매우 중요한 영향을 미치며 30세 이상이 되면 남편과 아내 모두 추가자녀를 원하지 않는 경우가 높게 나타났고 30세 미만인 경우 남편과 아내 둘 다 자녀를 원하는 경우가 높게 나타났다. 그러나 이 연구는 실제 출산율 대상으로 분석한 것이 아니라 출산계획에 대한 연구 결과인데 본 연구의 둘째 자녀 출산 모형에서는 여성의 연령과 남성의 연령을 모두 포함시켜 분석한 결과 남성의 연령이 유의미한 영향을 미치는 결과를 얻었다. 참고로 모형(1)에서 남성 연령 변수를 제외하고 여성 연령만을 투입하면 여성의 연령이 둘째 자녀 출산 위험에 부정적인 영향을 주는 유의미한 변수가 된다. 첫째 자녀의 연령은 둘째 출산 선행 연구들에서 많이 관심을 받고 있는데, Torr와 Short(2004)는 첫째 자녀의 연령을 더미구간으로 나누어 분석한 결과 첫째 자녀의 연령이 5세가 넘어가면 둘째 출산에 유의미하게 부정적인 영향을 준다고 밝히고 있으며, 박수미(2008)의 연구에서는 2세 미만의 첫째 자녀가 있을 때 둘째 출산에 긍정적인 영향을 주며 이 연령을 7세 미만으로 분석하였을 때 유의미한 결과를 얻지 못하였다. 최요한(2014)의 연구에서도 여성의 연령보다 첫째 자녀의 연령이 둘째 자녀 출산에 있어서 결정적인 영향을 주는 것으로 드러났으며 첫째가 만 3세일 때 둘째 출산 확률이 가장 높다고 밝히고 있는데 첫째의 나이가 증가할수록 둘째 출산에는 긍정적이라는 결과를 보여준다.

모형(1)의 결과에서 다른 변수들도 살펴보면 먼저 교육수준에 있어서 남성의 경우 고졸 이하에 비해서 대졸자와 대학원 이상에서 상반된 영향을 준다. 남성은 고졸 이하에 비해서 대졸자인 경우 둘째 출산 위험이

증가하지만 대학원 이상의 경우 오히려 출산 위험이 감소한다. 여성의 경우 고졸 이하에 비해서 대졸자나 대학원 이상의 경우 모두 둘째출산이 증가하는 것으로 나타나지만 모두 유의미한 변수는 아니다. 남성의 소득과 여성의 소득의 증가는 둘째출산 위험에 오히려 부정적인 영향을, 그 둘을 제외한 가구의 나머지 소득의 증가는 긍정적인 영향을 주는 것으로 추정되었으며 여성의 취업하는 경우와 가사에 도움을 주는 이가 있는 경우, 첫째자녀가 여자인 경우, 또 서울 및 광역시에 거주할 경우 둘째자녀 출산 위험에 긍정적인 영향을 주는데 이들도 마찬가지로 유의미한 변수는 아니다.

선행연구 분석에서 언급했던 이 정은희, 최유석(2013)의 연구와 최요한(2014)의 연구는 이 연구와 같은 여성가족패널조사 데이터를 사용하였는데 모형(1)의 결과를 이 연구들의 결과와 비교해보면, 먼저 정은희, 최유석(2013)의 연구에서 여성의 연령과 여성의 취업여부는 유의미한 영향을 주는 변수이며 여성의 교육수준이나 가구의 상반기 소득, 모친이나 시어머니의 생존여부는 유의미한 영향을 주지 못한다고 밝히고 있다. 최요한(2014)의 연구에 따르면 여성의 주당근로시간, 남성의 가사일 분담비율, 첫째자녀의 연령은 유의미한 변수이며 여성의 교육수준도 유의미한 영향을 주는데 고졸 이하에 비해서 2/3년제 대학졸업자일 경우 둘째자녀 출산에 긍정적인 영향을, 대학원 졸업자일 경우 오히려 부정적인 영향을 준다. 반면 여성의 연령이나 가사에 도움을 주는 사람의 여부, 로그근대화 가구총소득은 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 분석하였다.

남성 노동시간의 영향이 비선형일 것이라 가정하고 주당 40시간 이하를 기준으로 하여 10시간 단위로 나누어 설명변수로 투입한 회귀분석의 결과[모형(2)]는 표 4에서 확인할 수 있다. 61~70시간과 71~80시간 구간에서 유의미하게 둘째자녀 출산에 부정적인 영향을 주며, 두 구간을 비교해보면 71~80시간 구간에서의 영향력이 더 크고 유의성도 높다. 구체적으로 hazard ratio를 보면 주당 61~70시간과 71~80시간 일할 경우 주당 40시간 이하로 일하는 경우와 비교했을 때 각각 둘째출산 위험이 약 57.69%와 69.90% 감소한다. 남성의 노동시간 외에 둘째자녀 출산 위험에 유의미한 영향을 주는 변수는 모형(1)의 결과와 비슷하게 남성의 연령과 첫째자녀의 연령인데, 모형(2)에서 남성 연령의 hazard ratio값은 0.0122 감소하고 첫째자녀 연령의 값은 0.005 증가한다. 유의미한 영향을 주지 않는 변수들의 경우 두 모형을 비교해보면 hazard ratio값이 크게 변하지는 않는다.

표 4. 남성 노동시간을 더미변수로 사용한 둘째출산 위험 회귀분석 결과

변수명	모형(2)	
	β 값	hazard ratio (=e ^{β} 값)
남성 노동시간 41~50시간	-0.247 (0.200)	0.7808

남성 노동시간	-0.0201	0.9801
51~60시간	(0.244)	
남성 노동시간	-0.860**	0.4231
61~70시간	(0.401)	
남성 노동시간	-1.201**	0.3010
71~80시간	(0.529)	
남성 노동시간	-0.0883	0.9155
81시간 이상	(0.536)	
남성 연령	-0.0762**	0.9266
	(0.0305)	
남성 학력-대졸 이하	0.0352	1.0358
	(0.212)	
남성 학력-대학원 이상	-0.735	0.4795
	(0.599)	
남성 소득	-0.000441	0.9996
	(0.000684)	
여성 연령	-0.0163	0.9838
	(0.0316)	
여성 학력-대졸 이하	0.168	1.1829
	(0.203)	
여성 학력-대학원 이상	0.532	1.7027
	(0.494)	
여성 취업여부 (취업=1)	-0.0986	0.9061
	(0.437)	
여성 소득	-7.19e-05	0.9999
	(0.00226)	
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	8.16e-06	1.000008
	(0.000127)	
가사돌보는 사람 중 재여부 (있음=1)	0.267	1.3061
	(0.292)	
첫째 자녀 성별(여아=1)	0.0698	1.0723
	(0.171)	
첫째 자녀 연령	-0.207***	0.8127
	(0.0457)	
광역지역부 (서울및6대광역시=1)	0.0274	1.0278
	(0.170)	
표본수		404

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

남성이 임금근로자인 경우와 비임금근로자인 경우 노동시간이 주는 의미가 다를 것이라고 생각되어 임금근로자와 비임금근로자를 나누어 따로 분석해보았는데 그 결과는 표 5와 같다. 임금근로자만을 대상으로 한 회귀분석 결과[모형(3)]를 보면 전체를 대상으로 분석한 결과[모형(1)]와 비슷한데 남성 노동시간의 유의성은 감소하였으나 그 영향력(β의 절댓값)은 0.0008 상승하였고 남성 연령과 첫째 자녀 연령의 영향력 역시

증가하였으며, 남성 소득과 여성 취업여부 변수는 부호가 바뀌었다. 반면에 비임금 근로자만을 대상으로 한 회귀분석 결과[모형(4)]를 보면 유의미한 영향을 주는 변수가 아무 것도 없음을 알 수 있다. 이는 남성이 비임금 근로자일 경우 남성의 노동 시간을 포함한 다른 변수들이 실제로 둘째 자녀 출산에 유의미한 영향을 주지 못하는 것인지 아니면 분석대상이 너무 적어서 이러한 결과가 나온 것인지 판단하기가 어렵다.

표 5. 남성 임금 근로자 또는 비임금 근로자만을 대상으로 한 둘째출산 위험 회귀분석 결과

변수명	모형(1) 전체 모집	모형(3) 임금 근로자만 모집	모형(4) 비임금 근로자만 모집
남성 노동 시간	-0.0162** (0.00724)	-0.0170* (0.00906)	-0.00541 (0.0160)
남성 연령	-0.0631** (0.0292)	-0.0826** (0.0333)	-0.0434 (0.0928)
남성 학력-대졸 이하	0.0340 (0.210)	0.113 (0.238)	-0.777# (0.609)
남성 학력-대학원 이상	-0.775 (0.597)	-0.850 (0.619)	
남성 소득	-0.000541 (0.000689)	0.000714 (0.00111)	-0.00197 (0.00173)
여성 연령	-0.0190 (0.0310)	-0.00662 (0.0341)	-0.129 (0.110)
여성 학력-대졸 이하	0.223 (0.201)	0.148 (0.219)	0.426## (0.584)
여성 학력-대학원 이상	0.622 (0.494)	0.568 (0.511)	
여성 취업여부 (취업=1)	-0.138 (0.418)	0.0902 (0.463)	-0.996 (1.558)
여성 소득	-9.82e-05 (0.00214)	-0.000641 (0.00230)	-0.00419 (0.0109)
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	2.90e-05 (0.000126)	-3.37e-06 (0.000137)	6.86e-05 (0.000736)
가사돕는 사람 존재여부 (있음=1)	0.284 (0.290)	0.260 (0.308)	0.756 (1.407)
첫째 자녀 성별(여아=1)	0.0736 (0.170)	0.0138 (0.184)	0.226 (0.557)
첫째 자녀 연령	-0.214*** (0.0453)	-0.232*** (0.0518)	-0.0851 (0.0960)
광역시여부 (서울 및 6대광역시=1)	0.0287 (0.169)	0.0505 (0.181)	0.217 (0.606)
표본수	404	327	77

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

- # 남성 비임금근로자 중 남성 학력 대학원 이상은 1명으로 이를 대졸 이하에 포함시켜 함께 분석하였다.
- ## 남성 비임금근로자 중 여성 학력 대학원 이상은 2명인데 이 역시 대졸 이하에 포함시켜 함께 분석하였다.

다시 표 4의 모형(2)를 잠시 살펴보면 남성의 노동 시간이 주당 40시간 이하에 비해서 주당 61시간 이상이 되면 그 때부터는 노동 시간이 증가하는 구간으로 갈수록 노동 시간이 둘째출산에 미치는 부정적인 영향이 커지고 그 유의성도 증가하다가 81시간 이상 구간에서는 유의성이 사라지는 것을 볼 수 있다. 표 6에서 노동 시간 더미구간별 임금근로자의 비율을 살펴보면 81시간 이상의 구간에서는 유일하게 비임금근로자의 비율이 압도적으로 많은데, 비임금근로자일 경우에는 노동 시간을 비롯한 다른 변수들이 둘째출산에 영향을 미치지 못하는 모형(4)의 추정이 맞다면 이러한 이유로 모형(2)에서 81시간 이상 구간에서는 유의미한 결과를 얻지 못하였다고 해석해 볼 수 있다.

표 6. 남성 노동 시간 더미구간별 임금근로자 및 비임금근로자 비율

	40시간이하	41~50시간	51~60시간	61~70시간	71~80시간	81시간이상	합계
임금	90.60%	85.00%	82.26%	59.46%	65.00%	25.00%	327
비임금	9.40%	15.00%	17.74%	40.54%	35.00%	75.00%	77
표본수	149	120	62	37	20	16	404

남성의 노동 시간 차이는 임금근로자와 비임금근로자라는 차이에서 오기도 하지만 직업적인 특성상도 연관이 있을 것이라 생각되어 직업코드 대분류 정보를 모형에 추가하여 분석해보았다. 여성가족패널조사에서는 남성의 직업코드 대분류를 조사하고 있는데 이를 6가지로 나누어 더미변수를 만들어 모형에 추가하였다. 분석대상 전체와 이중 둘째자녀를 출산한 남성의 직업별 비율 및 평균 노동 시간, 평균 연령은 표 7과 같으며 사무종사자를 기준으로 하여 나머지 5가지 직업별 더미변수를 만들어 분석한 결과[모형(5)]는 표 8과 같다.

표 7. 분석대상 전체 및 둘째자녀 출산자

직업별 비율, 평균 노동 시간 및 평균 연령 (단위: %, 시간, 세)

	분석대상전체(404명)			둘째자녀 출산자(148명)		
	비율	평균 노동 시간	평균 연령	비율	평균 노동 시간	평균 연령
사무종사자	22.52	46.13	34.89	29.05	45.19	32.21
관리자/전문가	22.77	49.15	36.18	18.24	49.74	32.48
서비스/판매종사자	12.38	56.24	35.70	8.78	55.46	32.77

농림어업 속 편 종 사자	0.74	59.33	36.00	2.03	59.33	36.00
기능원/기계조작/단순노무	40.35	53.35	36.31	40.54	49.47	32.82
근 인	1.24	45.00	30.60	1.35	45.00	31.00
합계 또는 평균	100	51.07	35.81	100	48.94	32.61

표 8. 남성 직업별 더미변수를 추가한 돌팔쫓기 산 위험 회귀분석 결과

변수명	모형(1) β 값	모형(5) β 값
남성 노동시간	-0.0162** (0.00724)	-0.0147* (0.00756)
남성 직업 관리자/전문가		-0.226 (0.265)
남성 직업 서비스/판매종사자		-0.361 (0.336)
남성 직업 농림어업 속 편 종 사자		2.623*** (0.688)
남성 직업 기능원/기계조작/단순노무		0.0325 (0.222)
남성 직업 근 인		-0.435 (0.767)
남성 연령	-0.0631** (0.0292)	-0.0782*** (0.0285)
남성 학력_대졸 이하	0.0340 (0.210)	0.168 (0.223)
남성 학력_대학원 이상	-0.775 (0.597)	-0.581 (0.603)
남성 소득	-0.000541 (0.000689)	-0.000340 (0.000678)
여성 연령	-0.0190 (0.0310)	-0.0103 (0.0313)
여성 학력_대졸 이하	0.223 (0.201)	0.152 (0.204)
여성 학력_대학원 이상	0.622 (0.494)	0.628 (0.501)
여성 취업여부 (취업=1)	-0.138 (0.418)	-0.0865 (0.424)
여성 소득	-9.82e-05 (0.00214)	-0.000157 (0.00216)

가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	2.90e-05 (0.000126)	3.27e-05 (0.000127)
가사돌보는 사람 존재 여부 (있음=1)	0.284 (0.290)	0.129 (0.297)
첫째 자녀 성별 (여아=1)	0.0736 (0.170)	0.0518 (0.172)
첫째 자녀 연령	-0.214*** (0.0453)	-0.202*** (0.0457)
광역시 여부 (서울및6대광역시=1)	0.0287 (0.169)	0.0472 (0.172)
표본수	404	404

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차(간격)

직업별 더미변수를 추가하여 분석한 결과[모형(5)]를 표 8에서 모형(1)과 비교해보면 남성 노동시간의 영향은 감소하였으며 다른 변수들의 계수 값은 크게 다르지 않았다. 주목할만한 점은 남성이 '농림어업 수련 종사자' 일 경우 '사무종사자'에 비해 둘째자녀를 출산할 위험이 약 13.78(=e^{2.622})배 높으며 이것이 유의미하다는 점이다. 이는 최근 우리나라 농어촌 지역의 합계출산율이 도시지역을 앞지르고 있는 현상과 같은 맥락이라고 해석해볼 수 있다. 통계청의 2014년 출생통계에 따르면 시군구별 합계출산율이 가장 높은 지역은 대부분 농어촌 지역이다. 2008년 지방자치단체 인구정책 사례집에 따르면 '2006년부터 농촌 지역의 출산율이 반전하기 시작하여 점차 상승'하였으며 보건복지부의 분석에 따르면 이는 도시지역의 경우 여성이 일과 가정의 양립을 도모하기 어려운 사회 환경이고 상대적으로 높은 주거비용의 제약이 있기 때문이라고 한다. 또한 지방자치단체의 출산율 장려를 위한 각종 정책들이 농촌 지역 출산율 상승의 주된 원인이라고 지적하고 있다.¹⁰

이상으로 둘째자녀 출산에 있어서 남성의 노동시간 및 다른 변수들이 미치는 영향에 대해 분석해보았다. 앞서 밝힌 바와 같이 본 연구의 설명변수들은 2007년 1차 조사시점의 자료로 이제까지의 모형에서는 1차 조사당시 자녀가 1명 있었던 사람들을 모두 분석대상에 포함시켰는데 첫째자녀의 연령이 높은 경우는 남성의 노동시간이나 다른 변수들의 영향에 있어서 둘째자녀를 낳을 위험 자체가 매우 낮기 때문에 보다 정확한 분석을 위하여 첫째자녀의 연령이 만 5세 이하인 경우만 따로 분석해보았다. 참고로 모형(1)의 전체 분석대상자들의 첫째자녀 연령은 표 9와 같다.

표 9. 모형(1) 분석대상의 첫째자녀 연령별 표본수 및 비율

첫째자녀 연령	표본수	비율	누적비율
0세	106	26.24	26.24
1세	64	15.84	42.08

¹⁰ "한국농어민신문" 의 기사를 인용 함. <http://www.agrinet.co.kr/news/articleView.html?idxno=78610>

2세	39	9.65	51.73
3세	33	8.17	59.90
4세	20	4.95	64.85
5세	17	4.21	69.06
6세	23	5.69	74.75
7세	25	6.19	80.94
8세	9	2.23	83.17
9세	12	2.97	86.14
10세	8	1.98	88.12
11~15세	35	8.66	96.78
16~20세	9	2.23	99.01
21~23세	4	0.99	100.00
합계	404	100%	-

첫째 자녀의 연령이 5세 이하인 279명을 대상으로 모형(1)과 똑같은 분석을 실시한 결과가 표 10의 모형(6)인데, 모형(1)과 마찬가지로 둘째 자녀 출산 위험에 유의미한 영향을 주는 변수는 남성 노동 시간, 남성 연령, 첫째 자녀 연령이며 노동 시간의 부정적인 영향은 증가하고 남성 연령과 첫째 자녀 연령의 영향은 감소한다. 여성 소득과 광역시 여부 변수의 부호가 바뀐 것을 제외하고 다른 변수들의 영향력은 많이 변하지 않는 것을 알 수 있다.

표 10. 첫째 자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여
남성 노동 시간을 연속 변수로 사용한 둘째 출산 위험 회귀분석 결과

변수 명	모형(1) 첫째자녀연령 모두포함	모형(6) 첫째자녀연령 5세이하만
	B 값	B 값
남성 노동 시간	-0.0162** (0.00724)	-0.0191** (0.00784)
남성 연령	-0.0631** (0.0292)	-0.0614** (0.0307)
남성 학력-대졸 이하	0.0340 (0.210)	0.0761 (0.219)
남성 학력-대학원 이상	-0.775 (0.597)	-0.763 (0.599)
남성 소득	-0.000541 (0.000689)	-0.000497 (0.000687)
여성 연령	-0.0190 (0.0310)	-0.0189 (0.0321)
여성 학력-대졸 이하	0.223 (0.201)	0.301 (0.209)
여성 학력-대학원 이상	0.622 (0.494)	0.679 (0.498)

여성 취업여부 (취업=1)	-0.138 (0.418)	-0.133 (0.470)
여성 소득	-9.82e-05 (0.00214)	0.000112 (0.00244)
가구 총소득 (남성여성소득 제외)	2.90e-05 (0.000126)	3.33e-05 (0.000126)
가사돕는 사람 존재여부 (있음=1)	0.284 (0.290)	0.332 (0.293)
첫째자녀 성별 (여아=1)	0.0736 (0.170)	0.0683 (0.175)
첫째자녀 연령	-0.214*** (0.0453)	-0.173** (0.0694)
광역지역부 (서울 및 6대광역시=1)	0.0287 (0.169)	-0.0129 (0.174)
표본수	404	279

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

한편, 표 11의 모형(7)은 남성 노동시간을 주당 40시간 이하를 기준으로 10시간 단위로 더미변수를 만들어 분석한 결과인데 첫째자녀 연령 전체를 포함한 모형(2)와 비교해보면 주당 61~70시간과 71~80시간 구간에 서 여전히 둘째출산 위험을 낮추는 유의미한 영향이 있으며 여성 소득과 광역지역부 변수의 부호가 변한 것 이외에는 다른 변수들의 영향은 큰 변화가 없다. 남성의 직업별 더미변수를 추가한 모형(8)의 결과는 표 12에서 확인할 수 있으며 전체를 대상으로 할 때보다 남성 노동시간의 영향력이 증가한다.

**표 11. 첫째자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여
남성 노동시간을 더미변수로 사용한 둘째출산 위험 회귀분석 결과**

변수 명	모형(2) 첫째자녀연령 모두포함	모형(7) 첫째자녀연령 5세이하만
	β 값	β 값
남성 노동시간 41~50시간	-0.247 (0.200)	-0.250 (0.206)
남성 노동시간 51~60시간	-0.0201 (0.244)	-0.000900 (0.251)
남성 노동시간 61~70시간	-0.860** (0.401)	-0.805** (0.403)
남성 노동시간 71~80시간	-1.201** (0.529)	-1.069** (0.530)
남성 노동시간 81시간 이상	-0.0883 (0.536)	-0.667 (0.740)

남성 연령	-0.0762** (0.0305)	-0.0698** (0.0319)
남성 학력-대졸 이하	0.0352 (0.212)	0.0740 (0.220)
남성 학력-대학원 이상	-0.735 (0.599)	-0.720 (0.600)
남성 소득	-0.000441 (0.000684)	-0.000434 (0.000685)
여성 연령	-0.0163 (0.0316)	-0.0166 (0.0325)
여성 학력-대졸 이하	0.168 (0.203)	0.273 (0.212)
여성 학력-대학원 이상	0.532 (0.494)	0.606 (0.497)
여성 취업여부 (취업=1)	-0.0986 (0.437)	-0.0518 (0.487)
여성 소득	-7.19e-05 (0.00226)	2.43e-05 (0.00255)
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	8.16e-06 (0.000127)	7.86e-06 (0.000127)
가사돕는 사람 존 재여부 (있음=1)	0.267 (0.292)	0.286 (0.295)
첫째 자녀 성별 (여아=1)	0.0698 (0.171)	0.0533 (0.177)
첫째 자녀 연령	-0.207*** (0.0457)	-0.170** (0.0700)
광역시여부 (서울및6대광역시=1)	0.0274 (0.170)	-0.00528 (0.175)
표본수	404	279

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

표 12. 첫째 자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여
남성 직업별 더미변수를 추가한 돌봄제공 산 위험 회귀분석 결과

변수명	모형(5) 첫째자녀연령 모두포함	모형(8) 첫째자녀연령 5세이하만
	β 값	β 값
남성 노동시간	-0.0147* (0.00756)	-0.0181** (0.00818)
남성 직업 관리자/전문가	-0.226 (0.265)	-0.256 (0.275)
남성 직업	-0.361	-0.250

서비스 /판매종 사자	(0.336)	(0.339)
남성 직업	2.623***	2.651***
농 립어업숙 련종 사자	(0.688)	(0.699)
남성 직업	0.0325	-0.00692
기능원/기계조 작/단순 노 부	(0.222)	(0.230)
남성 직업	-0.435	-0.494
근 인	(0.767)	(0.770)
남성 연령	-0.0782***	-0.0782***
	(0.0285)	(0.0299)
남성 학력-대졸 이하	0.168	0.207
	(0.223)	(0.233)
남성 학력-대학원 이상	-0.581	-0.555
	(0.603)	(0.607)
남성 소득	-0.000340	-0.000291
	(0.000678)	(0.000673)
여성 연령	-0.0103	-0.00982
	(0.0313)	(0.0326)
여성 학력-대졸 이하	0.152	0.234
	(0.204)	(0.213)
여성 학력-대학원 이상	0.628	0.699
	(0.501)	(0.506)
여성 취업여부 (취업=1)	-0.0865	-0.102
	(0.424)	(0.476)
여성 소득	-0.000157	0.000138
	(0.00216)	(0.00246)
가구 총 소 득 (남성여성소득 제외)	3.27e-05	3.53e-05
	(0.000127)	(0.000128)
가사돕 는 사람 존 재여부 (있음 =1)	0.129	0.170
	(0.297)	(0.302)
첫째 자녀 성별 (여아=1)	0.0518	0.0404
	(0.172)	(0.177)
첫째 자녀 연령	-0.202***	-0.154**
	(0.0457)	(0.0707)
광역시여부 (서울및6대광역시=1)	0.0472	0.00269
	(0.172)	(0.177)
표 본 수	404	279

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

지금 까지의 분석을 통 해서 남성의 노동 시간 증 가하면 둘째 자녀의 출 산 위험에 부정적인 영향을 주 며, 이 것이 매우 유의미하다는 결론을 얻었다.

그 럽다면 노동 시간의 증가가 구체적으로 어떤 경로를 통 해서 둘째 자녀 출 산에 영향을 주는 지에 대해서 살펴볼 필요가 있다. 남성의 노동 시간이 증 가하면 가사와 육 아를 위해 쓸 수 있는 시간이 상대적으로 줄어들

고, 이는 둘째 자녀 출산에 부정적인 영향을 줄 것이라는 가정을 바탕으로 연구를 진행하였는데 이 매커니즘에 대한 분석을 위해서 남성의 주당 가사노동 시간과 가사분담비율 변수를 추가하여 고려해보고자 한다. 그런데 선행연구를 살펴보면 남성의 가사노동과 관련된 변수가 둘째출산에 미치는 영향은 여성의 취업여부에 따라 다르며 구체적으로 취업여성인 경우에 유의미한 영향을 미친다고 밝히고 있다. 따라서 본 연구의 분석 대상을 여성의 취업과 비취업의 경우를 나누어 살펴보고 남성의 노동 시간이 둘째 자녀 출산에 미치는 구체적인 경로를 파악해보고자 한다.

취업여성만을 대상으로 분석한 결과[모형(9)]를 표 13에서 모형(1)과 비교하면 둘째출산에 유의미한 영향을 갖는 변수가 조금 다르다. 취업여성만을 대상으로 하면 남성의 노동 시간은 유의미한 변수가 아니며 이때는 여성의 연령과 첫째 자녀의 연령이 유의미한 변수가 된다. 반면에 비취업여성만을 대상으로 한 모형(10)을 보면, 모형(1)의 결과와 비슷하나 남성 노동 시간의 영향력과 유의성은 감소하며 여성의 학력이 고졸 이하인 경우와 비교했을 때 대졸 이하가 되면 둘째 자녀 출산 위험을 약 1.55배 증가시키며 이것이 유의미한 변수가 된다.

**표 13. 취업여성 또는 비취업여성만을 대상으로 한
둘째출산 위험 회귀분석 결과**

변수명	모형(1) 전체 β 값	모형(9) 취업여성만 β 값	모형(10) 비취업여성만 β 값
남성 노동 시간	-0.0162** (0.00724)	-0.0252 (0.0183)	-0.0140* (0.00812)
남성 연령	-0.0631** (0.0292)	-0.00125 (0.107)	-0.0687** (0.0315)
남성 학력-대졸 이하	0.0340 (0.210)	0.815 (0.646)	-0.166 (0.230)
남성 학력-대학원 이상	-0.775 (0.597)	-0.185 (1.088)	-0.556 (0.783)
남성 소득	-0.000541 (0.000689)	0.000325 (0.00242)	-0.000501 (0.000742)
여성 연령	-0.0190 (0.0310)	-0.146* (0.0829)	0.00426 (0.0343)
여성 학력-대졸 이하	0.223 (0.201)	-0.549 (0.493)	0.438* (0.230)
여성 학력-대학원 이상	0.622 (0.494)	0.906 (0.715)	-0.418 (1.083)
여성 취업여부 (취업=1)	-0.138 (0.418)		
여성 소득	-9.82e-05 (0.00214)	-0.00212 (0.00295)	
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	2.90e-05 (0.000126)	5.82e-06 (0.000195)	0.000163 (0.000285)

가사돌보는 사람 존재 여부 (있음=1)	0.284 (0.290)	0.0895 (0.485)	0.149 (0.426)
첫째 자녀 성별 (여아=1)	0.0736 (0.170)	0.0900 (0.395)	0.0204 (0.194)
첫째 자녀 연령	-0.214*** (0.0453)	-0.224* (0.121)	-0.225*** (0.0525)
광역시 여부 (서울 및 6대광역시=1)	0.0287 (0.169)	0.206 (0.474)	0.0166 (0.190)
표본 수	404	98	306

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

보다 설명력 높은 추정을 위해서 첫째 자녀 연령이 5세 이하인 경우만을 대상으로 하여 여성의 취업여부를 나누어 본 것이 표 14의 모형(11)과 모형(12)인데 이때는 취업여성의 경우에도 남성의 노동 시간이 둘째 자녀 출산에 유의미한 영향을 주는 변수가 되는 것을 확인할 수 있고, 이때 그 영향력과 유의성이 비취업여성인 경우보다 크다. 첫째 자녀가 5세 이하일 때 남성이 1시간 더 일하면 취업여성인 경우는 둘째 자녀 출산 위험이 4.77% 낮아지고 비취업여성인 경우 1.44% 낮아진다고 해석할 수 있다.

**표 14. 첫째 자녀 연령 5세 이하를 대상으로 하여
취업여성 또는 비취업여성만을 대상으로 한 둘째 출산 위험 회귀분석 결과**

변수명	모형(6) 전체 β 값	모형(11) 취업여성만 β 값	모형(12) 비취업여성만 β 값
남성 노동 시간	-0.0191** (0.00784)	-0.0488** (0.0240)	-0.0145* (0.00857)
남성 연령	-0.0614** (0.0307)	0.00797 (0.117)	-0.0701** (0.0329)
남성 학력-대졸 이하	0.0761 (0.219)	1.066 (0.712)	-0.140 (0.240)
남성 학력-대학원 이상	-0.763 (0.599)	-0.0168 (1.117)	-0.526 (0.785)
남성 소득	-0.000497 (0.000687)	0.000810 (0.00263)	-0.000396 (0.000719)
여성 연령	-0.0189 (0.0321)	-0.167* (0.0861)	0.00946 (0.0356)
여성 학력-대졸 이하	0.301 (0.209)	-0.321 (0.541)	0.514** (0.241)
여성 학력-대학원 이상	0.679 (0.498)	1.077 (0.753)	-0.371 (1.083)
여성 취업여부 (취업=1)	-0.133 (0.470)		
여성 소득	0.000112 (0.00244)	-0.00208 (0.00329)	

가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	3.33e-05 (0.000126)	3.63e-05 (0.000203)	0.000141 (0.000302)
가사돌보는 사람 존재 여부 (있음=1)	0.332 (0.293)	-0.0153 (0.527)	0.207 (0.430)
첫째 자녀 성별 (여아=1)	0.0683 (0.175)	-0.114 (0.410)	0.0179 (0.202)
첫째 자녀 연령	-0.173** (0.0694)	-0.106 (0.140)	-0.235*** (0.0837)
광역시 여부 (서울 및 6대광역시=1)	-0.0129 (0.174)	0.232 (0.481)	-0.0272 (0.197)
표본수	279	57	222

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

남성의 노동 시간과 둘째 출산의 매커니즘을 설명하는데 있어서는 첫째 자녀의 연령을 5세 이하로 제한한 모형(11)과 모형(12)를 사용하고 자 한다. 표 15를 보면 먼저 취업여성의 경우 모형에 남성의 가사노동 시간¹¹과 가사분담비율¹²을 투입한 결과를 알 수 있는데, 두 경우 모두 남성 노동 시간의 유의성이 크게 줄어들지 않음을 확인할 수 있다. 여기서 주목할 점은 남성 가사노동 시간 변수는 취업여성에게 있어서 남성 노동 시간과의 매커니즘과는 별개로 그 자체가 둘째 출산에 영향을 주는 유의미한 변수임을 알 수 있다. 이것은 선행연구와 같은 결과인데, 박수미(2008)의 연구에 따르면 남성의 가사노동 시간은 취업여성인 경우에만 유의미한 변수이며 정혜란, 진미정(2008)의 연구에서도 남편의 가사노동 시간은 취업여성인 경우에만 둘째 자녀 출산의도에 영향을 미친다는 것을 밝혔다. 한편, 표 16에서는 비취업여성의 경우 모형에 남성의 가사노동 시간이나 가사분담비율 투입한 결과 남성 노동 시간의 유의성이 사라지는데, 남성의 노동 시간이 남성의 가사노동 시간이나 분담비율을 변화시켜 둘째 자녀 출산에 영향을 미치는 것이라고 생각할 수 있다. 취업여성의 경우 남성 노동 시간을 빼고 남성 가사노동 시간만을 모형에 투입하면 가사노동 시간이 유의미한 변수가 되지만 비취업여성의 경우는 그렇지 않다. 이것을 정리해보면 취업여성의 경우 남성의 노동 시간과는 별개로 남성의 가사노동 시간 자체가 둘째 자녀 출산 위험에 영향력이 있으며, 비취업여성인 경우는 남성의 가사노동 시간 자체는 유의미한 영향력이 없으나 남성의 노동 시간의 변화에 따라 남성 가사노동 시간이 영향을 받아 이것이 둘째 자녀 출산에 영향을 미치는 것임을 유추해볼 수 있다.

표 15. 첫째 자녀가 5세 이하이고 취업여성인 경우,
남성 가사노동 시간 및 가사분담비율을 추가한 회귀분석 결과

변수명	모형(11) B 값	모형(13) B 값	모형(14) B 값
남성 노동 시간	-0.0488** (0.0240)	-0.0474** (0.0232)	-0.0457* (0.0237)
남성 가사노동 시간		0.0391*	

¹¹ 가사노동은 육아를 포함한 집안일(설거지, 청소 등)을 의미하며 주당 가사노동 시간을 계산하여 사용하였음.

¹² '남성의 주당 가사노동 시간 / (남성의 주당 가사노동 시간 + 여성의 주당 가사노동 시간)' 으로 남성의 가사분담비율을 계산하였음.

남성 가사분담비율		(0.0204)	1.553 (1.197)
남성 연령	0.00797 (0.117)	-0.0163 (0.116)	-0.0122 (0.123)
남성 학력-대졸 이하	1.066 (0.712)	1.036 (0.729)	1.081 (0.731)
남성 학력-대학원 이상	-0.0168 (1.117)	0.0263 (1.154)	0.119 (1.138)
남성 소득	0.000810 (0.00263)	0.00136 (0.00266)	0.00139 (0.00268)
여성 연령	-0.167* (0.0861)	-0.180** (0.0887)	-0.161* (0.0915)
여성 학력-대졸 이하	-0.321 (0.541)	-0.512 (0.554)	-0.275 (0.550)
여성 학력-대학원 이상	1.077 (0.753)	1.195 (0.756)	1.385* (0.797)
여성 소득	-0.00208 (0.00329)	-0.00365 (0.00352)	-0.00478 (0.00402)
가구 총 소득 (남성+여성소득 제외)	3.63e-05 (0.000203)	3.35e-05 (0.000209)	1.15e-05 (0.000216)
가사하는 사람 존재 여부 (있음=1)	-0.0153 (0.527)	-0.0820 (0.536)	-0.392 (0.623)
첫째 자녀 성별 (여아=1)	-0.114 (0.410)	-0.0498 (0.430)	-0.243 (0.439)
첫째 자녀 연령	-0.106 (0.140)	-0.130 (0.145)	-0.141 (0.144)
광역지역부 (서울 및 6대광역시=1)	0.232 (0.481)	0.318 (0.465)	0.106 (0.480)
표본수	57	57	57

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

**표 16. 첫째 자녀가 5세 이하이고 비취업여성인 경우,
남성 가사노동 시간 및 가사분담비율을 추가한 회귀분석 결과**

변수명	모형(12) B 값	모형(15) B 값	모형(16) B 값
남성 노동 시간	-0.0145* (0.00857)	-0.0140 (0.00858)	-0.0140 (0.00865)
남성 가사노동 시간		0.0144 (0.0116)	
남성 가사분담비율			0.490 (0.886)

남성 연령	-0.0701** (0.0329)	-0.0696** (0.0332)	-0.0718** (0.0332)
남성 학력-대졸 이하	-0.140 (0.240)	-0.163 (0.243)	-0.144 (0.240)
남성 학력-대학원 이상	-0.526 (0.785)	-0.620 (0.789)	-0.543 (0.789)
남성 소득	-0.000396 (0.000719)	-0.000305 (0.000711)	-0.000344 (0.000720)
여성 연령	0.00946 (0.0356)	0.00986 (0.0357)	0.0109 (0.0357)
여성 학력-대졸 이하	0.514** (0.241)	0.544** (0.245)	0.517** (0.241)
여성 학력-대학원 이상	-0.371 (1.083)	-0.557 (1.095)	-0.420 (1.093)
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	0.000141 (0.000302)	0.000112 (0.000306)	0.000127 (0.000304)
가사돌보는 사람 존재 여부 (없음=1)	0.207 (0.430)	0.232 (0.429)	0.234 (0.432)
첫째 자녀 성별 (여아=1)	0.0179 (0.202)	0.0544 (0.204)	0.0378 (0.205)
첫째 자녀 연령	-0.235*** (0.0837)	-0.220*** (0.0837)	-0.227*** (0.0843)
광역지역부 (서울 및 6대광역시=1)	-0.0272 (0.197)	-0.0179 (0.198)	-0.0234 (0.198)
표본수	222	222	222

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

제 2 절 첫째 및 셋째 자녀 출산 비교 연구

앞에서 둘째 자녀 출산에 관하여 남성의 노동시간이 주목할만한 의미를 가진다는 것을 알아보았는데, 이를 첫째 자녀나 셋째 자녀를 출산하는 경우와 비교해보고자 한다. 각 가정에서 출산의 의미나 동기는 첫째나 둘째 셋째 자녀에 따라 다르며 노동시간이 둘째 출산에 특히 더 영향을 미칠 것이라는 가정으로 이 연구를 진행하였는데, 같은 자료로 첫째 출산 및 셋째 출산에 관해 분석해보고 둘째 출산과 비교해보았다. 먼저 첫째 자녀 출산 위험부터 살펴보면 분석대상은 여성가족패널조사를 이용하여 2007년 1차 조사 당시 자녀가 없었던 사람을 대상으로 분석하였고 나머지 조건은 동일하게 하였다.¹³

¹³ 연령이 만 43세 초과인 경우, 별거나 이혼, 사별의 경우, 배우자와 일시적으로 따로 살고 있는 경우 분석대상에서 제외하였음. 또한 첫째 자녀의 임신시기가 2007년 1차 조사시점 전인 경우를 분석대상에서 제외하였음. 첫째 자녀를 출산한 여성의 연령은 23세부터 40세까지였음.

분석방법은 남성의 노동시간을 연속변수로 사용한 모형(1) 및 남성의 직업별 더미변수를 추가한 모형(5)와 동일하며 첫째 자녀의 성별이나 연령 변수를 제외한 나머지 변수는 동일하게 투입하였다. 먼저 표 17의 모형(17)에서 노동시간을 연속형 변수로 투입한 결과를 보면 첫째출산 위험에 유의미한 영향을 주는 변수는 둘째출산의 모형에서와는 다름을 알 수 있다. 남성의 노동시간은 첫째 자녀 출산 위험에 유의미한 영향을 주지 못하며 남성의 소득이 높을수록, 여성의 연령이 낮을수록 첫째 자녀를 출산할 위험이 높아진다. 남성의 직업별 더미변수를 추가한 모형(18)을 보면 남성이 '사무종사자' 일때에 비해서 '관리자/전문가'나 '기능원/기계조작/단순노동종사자' 면 첫째 자녀 출산 위험이 낮아진다. 모형(18)에서는 추가로 남성과 여성의 소득을 제외한 가구의 소득과 광역시여부가 유의미한 영향을 주는 변수임을 알 수 있다.

표 17. 남성 노동시간을 연속변수로 사용한 첫째출산 위험 회귀분석 결과 및 남성 직업별 더미변수를 추가한 첫째출산 위험 회귀분석 결과

변수명	모형(17) β 값	모형(18) β 값
남성 노동시간	-0.000545 (0.0124)	-0.00478 (0.0141)
남성 직업 관리자/전문가		-1.090** (0.502)
남성 직업 서비스/판매종사자		0.455 (0.642)
남성 직업 농림어업숙련종사자		-40.87 [#] (4.348e+08)
남성 직업 기능원/기계조작/단순노동		-1.013* (0.560)
남성 직업 근원		-1.067 (0.864)
남성 연령	0.0149 (0.0546)	0.0250 (0.0599)
남성 학력-대졸 이하	0.0429 (0.453)	-0.0875 (0.554)
남성 학력-대학원 이상	-0.124 (0.763)	-0.187 (0.864)
남성 소득	0.00263** (0.00116)	0.00303** (0.00125)
여성 연령	-0.156** (0.0645)	-0.155** (0.0664)
여성 학력-대졸 이하	0.315 (0.443)	0.502 (0.446)
여성 학력-대학원 이상	0.310	1.109

	(0.972)	(1.022)
여성 취업여부 (취업=1)	0.253	0.796
	(0.786)	(0.901)
여성 소득	-0.00216	-0.00582
	(0.00451)	(0.00522)
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	0.000455	0.000743**
	(0.000333)	(0.000356)
가사돕는 사람 존재여부 (있음=1)	0.526	-0.411
	(1.085)	(1.165)
광역지역부 (서울및6대광역시=1)	-0.373	-0.976**
	(0.356)	(0.413)
표본수	95	95

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

모형(14)에서 남성이 농림어업수련종사자인 경우는 1명이었으며, 첫째자녀를 출산하지 않았음.

다음으로 셋째 자녀 출산 위험 분석대상은 2007년 여성가족패널 1차 조사 당시 자녀가 2명인 사람을 대상으로 분석하였고 나머지 조건은 마찬가지로 동일하게 하였다.¹⁴ 분석대상의 둘째 자녀의 연령은 0세부터 25세까지인데 보다 정확한 분석을 위해서 5세 이하인 경우만 분석하고자 하며¹⁵, 셋째 자녀 출산에는 앞에 두 자녀의 성별이 영향을 줄 수 있다고 생각하여 '두 자녀 모두 여아여부' 변수를 추가하였다. 표 18에서 모형(19)를 보면 셋째 자녀 출산에 있어서 남성 노동시간은 유의미한 영향을 주지 않으며 이따는 남성과 여성의 연령, 남성의 소득 및 기존 자녀의 성별이 유의미한 변수이다. 남성의 직업별 더미변수를 이용하여 분석한 모형(20)을 보면 셋째 자녀의 출산 위험에 있어서 특별히 직업적으로 유의미한 결과는 찾을 수 없었다.

모형에서 남성의 소득이나 남성과 여성의 소득을 제외한 가구의 총 소득이 예상과는 달리 셋째 출산에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났는데 이를 자세히 살펴보고자 각각 금액 구간별로 더미변수를 만들어 보았으며 이것은 표 19의 모형(21)이다. 남성 소득의 경우 월 100만원 이하를 기준으로 101~200만원이 되면 셋째 자녀 출산에 긍정적인 영향을 주나 그 이상이 되면 부정적인 영향을 주며 특히나 월 소득이 100만원 이하인 남성에 비해서 월 301~400만원 소득의 남성은 셋째 자녀 출산 위험이 유의미하게 낮은 것을 확인할 수 있다. 남성과 여성의 소득을 제외한 가구 총 소득은 0원이었따라 비교해서 100만원 이하가 되면 셋째 출산에 긍정적인 영향을 주나 100만원 초과가 되면 부정적인 영향을 준다.

표 18. 남성 노동시간을 연속변수로 사용한 셋째출산 위험 회귀분석 결과 및 남성 직업별 더미변수를 추가한 셋째출산 위험 회귀분석 결과

¹⁴ 연령이 만 43세 초과인 경우, 별거나 이혼, 사별의 경우, 배우자와 일시적으로 따로 살고 있는 경우 분석대상에서 제외하였고, 셋째 자녀의 임신시기가 2007년 1차 조사시점 전인 경우를 분석대상에서 제외하였음. 셋째 자녀를 출산한 여성의 연령은 21세부터 36세까지였음.

¹⁵ 둘째자녀가 만 5세 이하인 경우는 전체의 42.71%에 해당함.

변수명	모형(19)	모형(20)
	B 값	B 값
남성 노동 시간	-0.00923 (0.0112)	-0.00570 (0.0114)
남성 직업 관리자/전문가		-0.249 (0.443)
남성 직업 서비스/판매종사자		-0.634 (0.512)
남성 직업 농림어업숙련종사자		-1.079 (1.209)
남성 직업 기능원/기계조작/단순노무/근원		-0.580 (0.379)
남성 연령	-0.101** (0.0495)	-0.0922* (0.0550)
남성 학력-대졸 이하	0.171 (0.364)	0.109 (0.372)
남성 학력-대학원 이상	-0.896 (1.068)	-1.118 (1.087)
남성 소득	-0.00556*** (0.00201)	-0.00603*** (0.00211)
여성 연령	-0.100* (0.0544)	-0.124** (0.0606)
여성 학력-대졸 이상 ¹⁶	0.244 (0.341)	0.220 (0.350)
여성 취업여부 (취업=1)	-0.375 (0.899)	-0.343 (0.944)
여성 소득	-0.000408 (0.00558)	-0.00107 (0.00594)
가구 총 소득 (남성여성소득 제외)	-0.000620 (0.000696)	-0.000566 (0.000692)
가사돕는 사람 존재여부 (있음=1)	0.591 (0.553)	0.610 (0.563)
두 자녀모두 여아여부 (여아=1)	1.218*** (0.294)	1.202*** (0.295)
둘째자녀 연령	-0.0631 (0.106)	-0.0292 (0.109)
광역시여부 (서울및6대광역시=1)	0.0476 (0.289)	0.0593 (0.293)
표본수	605	605

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

¹⁶ 여성학력 대학원 이상에 해당하는 사람은 18명인데 이 중 셋째자녀를 출산한 사람은 아무도 없었음. 이 18명을 대졸 이상에 포함시켜 분석하였음.

표 19. 셋째 자녀 출산 위험 모형에
남성 및 가구 총소득 (남성여성소득 제외)을 더미변수로 투입한 회귀분석 결과

변수 명	모형(21) β 값
남성 노동 시간	-0.00896 (0.0113)
남성 연령	-0.0922* (0.0540)
남성 학력-대졸 이하	0.210 (0.369)
남성 학력-대학원 이상	-0.828 (1.078)
남성 소득 (100만원이하기준) 101~200만원	0.218 (0.757)
남성 소득 (100만원이하기준) 201~300만원	-0.168 (0.781)
남성 소득 (100만원이하기준) 301~400만원	-2.081* (1.249)
남성 소득 (100만원이하기준) 401만원이상	-1.679 (1.257)
여성 연령	-0.111* (0.0590)
여성 학력-대졸 이상 ¹⁷	0.226 (0.350)
여성 취업여부 (취업=1)	-0.355 (0.937)
여성 소득	-0.000690 (0.00590)
가구 총소득 (0원이하기준) 1~100만원	0.483 (0.503)
가구 총소득 (0원이하기준) 101만원이상	-0.352 (0.478)
가사돌보는 사람 존재여부 (있음=1)	0.699 (0.563)
두 자녀 모두 여아여부 (여아=1)	1.274*** (0.298)
둘째 자녀 연령	-0.0646 (0.106)
광역시여부 (서울 및 6대광역시=1)	0.0738

¹⁷ 대학원 이상에 해당하는 사람은 18명인데 이 중 셋째 자녀를 출산한 사람은 아무도 없었음. 이 18명을 대졸 이상에 포함시켜 분석하였음

	(0.293)
표본수	605

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()는 표준오차

제 5 장 결론

제 1 절 연구 결과 요약 및 의의

본 연구에서는 여성가족패널조사 자료를 이용하여 2007년 1차 조사시점의 남성의 노동시간을 포함한 설명변수들이 2012년 4차 조사 종료 시점까지 둘째 자녀 출산 위험에 미치는 영향을 분석하였다. 남성의 노동시간을 연속변수로 투입한 결과 둘째 자녀 출산에 미치는 영향은 유의미하고 남성 주당 노동시간이 1시간 늘어난다면 둘째 자녀 출산율 1.61%, 5시간 늘어난다면 7.80%, 10시간 늘어난다면 14.99% 낮춘다는 결과를 도출하였다. 남성의 노동시간을 더미구간으로 나누어 분석한 결과 주당 평균 노동시간이 40시간 이하인 경우에 비해서 61시간부터 80시간까지이면 둘째 자녀 출산 위험이 감소하였다. 남성이 임금근로자와 비임금근로자의 경우를 나누어 살펴본 결과 임금근로자일 경우는 노동시간이 증가하면 둘째 자녀 출산율이 감소하며 이것이 유의미하나, 비임금근로자만 대상으로 분석한 모형에서는 노동시간을 포함한 모든 변수가 유의미하지 않았다. 남성의 직업별 더미변수를 이용하여 분석한 결과 남성의 직업이 '농림어업 속련 종사자' 일 경우 '사무종사자'에 비해서 둘째 자녀 출산 위험이 약 13.78배 증가하였다. 첫째 자녀의 연령이 5세 이하인 경우만 분석한 결과, 전체를 대상으로 분석한 것과 크게 다르지 않았으며 남성의 노동시간이 미치는 부정적인 영향이 소폭 증가하였다.

남성의 노동시간이 증가하면 어떻게 둘째 자녀 출산에 영향을 미치는지를 알아보기 위해서 선행연구에서 사용된 남성의 가사노동시간이나 가사노동 부담비율 변수를 기존 모형에 추가하여 분석해보았다. 첫째 자녀가 5세 이하인 297명을 대상으로 취업여성과 비취업여성을 나누어 분석한 결과, 취업여성에게는 남성의 노동시간과 독립적으로 가사노동시간 자체도 둘째 자녀 출산에 유의미한 영향을 미치는 변수이지만, 노동시간이 증가하면 가사노동시간을 감소시킨다는 매커니즘은 설명할 수 없었다. 반면 비취업여성의 경우 남성의 가사노동시간을 모형에 투입하면 노동시간의 유의성이 사라지는 것을 확인할 수 있었으며 이를 통해 여성이 일을 하지 않는 가정에서는 남성의 노동시간의 변화가 가사노동시간에 영향을 주고 이것이 둘째 자녀 출산 위험에 영향을 미치는 가능성을 확인해볼 수 있었다.

마찬가지 방법으로 첫째 자녀와 셋째 자녀의 출산율 연구해본 결과, 먼저 첫째 출산의 경우 남성의 노동시간은 출산 위험에 유의미한 영향을 주지 않았으며 이따는 남성의 소득과 여성의 연령이 중요한 변수였다. 남성이 '관리자/전문가 및 관련 종사자' 나 '기능원/장치 기계조작 및 조립/단순노무 종사자' 일 경우 '사무종사자'에 비해서 첫째 자녀 출산 위험이 유의미하게 감소하였다. 셋째 자녀 출산 위험을 살펴본 결과 남성의 연령, 여성의 연령, 남성의 소득이 높을수록 부정적인 영향을, 두 자녀

모두 여아일 때 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며 남성의 직업과 관련해서는 유의미한 결과를 얻지 못하였다.

본 연구가 선행연구와 비교하여 갖는 차별성과 의의는 다음과 같다. 먼저 본 연구에서는 기존의 출산 관련 연구에서 많이 주목하지 않았던 남성의 노동시간이라는 요인에 주목하고 그것이 둘째 자녀 출산에 미치는 유의미한 영향을 밝혔다는 데 의의가 있다. 기존 연구에서는 남성의 가사분담 정도나 육아 참여 정도를 이용하여 둘째 자녀 출산을 분석하였는데 앞에서 언급하였듯이 이는 내생성의 문제가 있을 수 있다. 따라서 보다 외생적으로 주어질다고 판단되는 남성의 노동시간을 사용하여 이것이 둘째 자녀 출산 위험에 미치는 영향을 분석하였다. 다른 나라에 비해 노동시간도 상당히 길고 노동시간을 마음대로 조정하기가 쉽지 않은 한국의 노동환경을 고려하면 한국 남성들의 경우 일과 가정의 양립을 도모하기가 더욱 어렵다고 볼 수 있다. 임금 근로자의 경우 고용주의 입장에서 보면 노동시간을 줄이려면 그만큼 임금을 조정해야겠다고 판단할 수 있고 자영업자 등의 비임금 근로자의 경우 노동시간을 줄이는 것은 소득과 직결될 수 있는 문제이기에 무조건 노동시간을 줄여야 한다는 주장은 무리가 있을 수 있다. 그러나 가사나 육아 부담을 남성 개인에게 강조하는 것 못지 않게 남성들을 가정으로 돌려보내는 정책이나 사회적 분위기가 둘째 자녀 출산율을 높이는 데 도움이 될 수 있음을 본 연구를 통해 확인할 수 있었다. 한국의 노동시간은 상대적으로 매우 긴 편이지만 노동 생산성은 낮은 수준인데 최근 몇몇 연구에서는 노동시간을 줄이면 오히려 생산성이 늘어난다는 결과도 발표 되어 있다.

다음으로 본 연구는 실제 출산을 대상으로 하였다는 데 의의가 있다. 출산을 대상으로 한 연구는 출산계획이나 의도를 살펴보는 연구와 실제 일어난 출산을 대상으로 하는 연구로 나눌 수 있는데 모두 의미가 있다. 의도하지 않은 임신과 출산의 영향을 배제하고 연구를 할 수 있다는 점에서 출산계획이나 의도를 연구하는 것도 의미가 있으며 실제로 사회학 분야에서는 이 분야에 관한 연구가 더 많이 이루어져 왔다. 그러나 출산계획과 실제 출산 사이에는 거리가 있을 수 있고, 특히나 둘째 자녀의 경우 출산계획이 그대로 실제 출산으로 이행되는 가능성이 낮다는 점을 고려하면 실제 일어난 출산을 연구하는 것은 큰 의미가 있다.

마지막으로 첫째 셋째 자녀 출산 위험에 있어서는 남성의 노동시간이 유의미한 영향을 주지 않는다는 결과를 통해 특별히 둘째 출산과 남성의 노동시간 간에 상관관계를 밝혔다는 것에 본 연구의 의의가 있다고 본다. 첫째 셋째 출산의 모형을 함께 분석함으로써 출산순위별로 출산 위험에 영향을 주는 요인이 다르다는 것을 확인할 수 있었다.

제 2 절 한계점

본 연구는 여성가족패널의 1차 조사시점의 설명변수들을 가지고 분석하였는데, 남성 노동시간의 경우도

마찬가지로 2007년 1차 조사시점의 자료를 사용하였다. 즉 2007년 한 시점에서 이 정도 남성이 일을 하는 경우 이것이 둘째출산 위험에 어떤 영향을 줄 것인가를 연구하였는데, 이 설명변수의 시점에는 한계가 있다고 판단된다. 한계를 보완하기 위해서 첫째 자녀의 연령이 5세 이하인 경우만 따로 분석을 해보았으나 그 결과는 전체를 대상으로 한 것과 크게 다르지 않았다. 특히 남성의 노동시간의 경우 여성가족패널 1차부터 4차 조사까지의 5년 동안 노동시간이 한번도 변하지 않은 경우는 많지 않은데 첫째 자녀를 출산한 시점이나 둘째 자녀를 갖기로 결심하는 시점(물론 이 시점도 일정한 정의가 필요함)의 설명변수로 연구를 진행한다면 조금 더 설명력이 높은 결과를 얻을 수 있을 것이다.

또 한 가지 이 연구의 한계는 노동시간이 둘째 자녀 출산을 줄이는 매커니즘에 대한 보다 명확한 설명이 필요하다는 것이다. 상대적으로 더 많은 시간 노동을 하는 남성의 경우 육아나 가사를 위한 시간이 줄어들게 되어 이것이 여성으로 하여금 둘째 출산을 제고하게 만들 것이라고 생각하였는데, 비취업여성에게서는 남성의 노동시간이 변화하면 이것이 가사노동시간을 변화시킴으로써 둘째 자녀 출산 위험을 높이거나 낮춘다는 설명이 가능하나, 취업여성에게서는 확인할 수 없었다. 남성의 노동시간이 둘째 출산에 미치는 부정적인 영향의 보다 구체적인 매커니즘에 관한 연구는 이후 연구 과제로 남겨둔다.

참고 문헌

- 김일옥, 왕희정, 정구철, 최소영(2011): “출산장려 정책과 근로시간이 기혼여성의 둘째아 출산의도에 미치는 영향”, 『한국인구학』, 34, 3, 139-155.
- 박수미(2008): “둘째출산 계획의 결정요인과 가족내 성형평성”, 『한국인구학』, 31, 1, 55-73.
- 민인식, 최필선(2009): 『기초통계와 회귀분석』, 서울, 한국 STATA학회.
- 야마구치 가즈오(2010): 『일과 가정의 양립과 저출산』, 서울, 한국보건사회연구원.
- 이철희(2012): “한국의 합계출산율 변화요인 분해 - 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과”, 『한국인구학』, 35, 3, 117-144.
- 전나리, 조복희(2012): “기혼남성의 추가 출산계획 여부에 영향을 미치는 요인 연구”, 『한국보육지원학회지』, 8, 1, 125-143.
- 정은희, 최유석(2013): “기혼여성의 둘째아 출산계획 및 출산과 관련된 요인”, 『보건사회연구』, 33, 1, 5-34.
- 정혜은, 진미정(2008): “취업여부에 따른 기혼여성의 둘째아 출산의도”, 『한국인구학』, 31, 1, 147-164.
- 최요한(2014): “아내의 근로시간과 남편의 가사일분담이 둘째아이 출산에 미치는 영향”, 서울대학교 석사학위논문.
- Becker, Gary S.(1981): *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Chesnais, Jean-Claude(1996): “Fertility, Family, and Social Policy in Contemporary Western Europe”, *Population and Development Review*, 22, 4, 729-739.
- Kohler, Hans-Peter, Billari, Francesco C., and Ortega, Jose Antono(2002): “The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s”, *Population and Development Review*, 28, 4, 641-680.
- McDonald, Peter(2000): “Gender Equity in Theories of Fertility Transition”, *Population and Development Review*, 26, 3, 427-439.
- Olah, Livia Sz.(2003): “Gendering fertility: Second births in Sweden and Hungary”, *Population Research and Policy Review*, 22, 2, 171-200.
- Torr, Berna Miller, and Short, Susan E.(2004): “Second Births and the Second Shift: A Research Note on Gender Equity and Fertility”, *Population and Development Review*, 30, 1, 109-130.

Abstract

The Effects of Men's Working Hours on Second Births

Seo, Won-kyoung
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

To understand the low fertility of Korea, it should be considered as one of the important factors that the number of children in a family is decreasing. Also, as the level of education and female labor force participation has become higher, the role of males in families also has become more important. Therefore, it is necessary to analyze second births focusing on the factors of males. This paper studied the effects of men's working hours on the birth of a second child.

As a result of the analysis of the data from Korean Longitudinal Survey of Women & Families(KLoWF), using the Cox's proportional hazards model, this study showed that men's working hours had negative effects on second births. Specifically, it was noted that when men's working hour increased by one hour, the chance to have a second child decreased by 1.61%. In addition, compared to the men working 40 hours per week, the hazard rate of second births of the men working 61~80 hours a week also decreased significantly. The males who were 'skilled agricultural, forestry and fishery workers' had 13.78 times higher risks of second births than 'office workers(clerks)'. Similar results were produced when the age of first children was limited to under 5. In this case, for working women, both men's working hours and housework hours respectively had significant effects on second births. However, for unemployed females, while males' housework hours were no longer statistically significant, reduced working hours led to the increase in men's housework hours and finally affected the birth of a second child. Additionally, this study showed that men's working hours had no meaningful effect on the birth of a first or third child.

This research showed the negative correlation between second births and men's 'working

hours' , not 'hours of housework' , which was mainly used in the previous studies of second births. The result implies that to raise the rate of second births, it is important to not only emphasize the burden-sharing of housework and child care with husband, but also build more family-friendly policies and social atmosphere.

Keywords : Second Births, a second child, men' s working hours, total fertility rate, low fertility, Cox' s proportional hazards model

Student Number : 2013-20159