

연구보고서
2020-07

임금수준별 모성 임금 격차 분석

곽은혜

목 차

요 약	i
제1장 머리말	1
제1절 모성 임금 격차의 의미와 연구의 필요성	1
제2절 선행연구	4
제3절 연구내용 및 선행연구와의 차별성	6
제2장 모성 임금 격차의 분포	9
제1절 서 론	9
제2절 데이터 및 실증분석 모형	10
1. 데이터	10
2. 주요 변수와 요약통계	11
3. 실증분석 모형	16
제3절 모성 임금 격차의 분포	18
1. 평균 모성 임금 격차	18
2. 모성 임금 격차의 분포	20
제4절 자녀 수에 따른 모성 임금 격차	25
1. 자녀 수에 따른 모성 임금 격차 분포	25
2. 자녀 수에 따른 모성 임금 격차의 분포와 출산 결정	28
제5절 이질적 모성 임금 격차의 원인과 의미	29
제3장 노동시장 특성에 따른 모성 임금 격차 분포	32
제1절 서 론	32

제2절 종사상지위에 따른 모성 임금 격차	32
제3절 근로시간에 따른 모성 임금 격차	37
제4절 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차	41
제5절 직장 변화에 따른 모성 임금 격차	44
제6절 소 결	48
제4장 모성 임금 격차의 변화	52
제1절 서 론	52
제2절 모성 임금 격차의 변화: 연도별 비교	53
1. 요약통계	53
2. 모성 임금 격차의 변화	55
제3절 모성 임금 격차의 변화: 코호트별 비교	58
1. 표본 특성	58
2. 평균 모성 임금 격차의 변화	62
3. 모성 임금 격차 분포의 변화	64
제4절 성별 임금 격차와 모성 임금 격차	67
제5절 소 결	69
제5장 첫 출산과 경력단절	72
제1절 서 론	72
제2절 실증분석 모형	73
제3절 결 과	74
1. 요약통계	74
2. 첫 출산 후 남성과 여성의 취업 상태 변화	75
3. 첫 출산 후 남성과 여성의 임금 변화	77
제4절 소 결	79

제6장 요약 및 정책제언	81
제1절 요약	81
제2절 정책제언	86
참고문헌	89

표 목 차

<표 2-1> 요약통계	14
<표 2-2> 자녀가 여성과 남성의 임금에 미치는 영향	19
<표 2-3> 자녀로 인한 남녀 임금 변화: 임금수준에 따른 결과	21
<표 2-4> 자녀 수별 모성 임금 격차의 분포	27
<표 3-1> 종사상지위에 따른 모성 임금 격차 분포	34
<표 3-2> 근로시간에 따른 모성 임금 격차 분포	39
<표 3-3> 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차 분포	42
<표 3-4> 직장 변화에 따른 모성 임금 격차 분포	46
<표 4-1> 연도별 요약통계	54
<표 4-2> 임금수준에 따른 모성 임금 격차의 변화	56
<표 4-3> 코호트별 요약통계량	60
<표 4-4> 자녀로 인한 남녀 임금 변화: 출생 코호트별 비교	62
<표 4-5> 모성 임금 격차의 분포: 출생 코호트별 비교	65
<표 4-6> 성별 임금 격차의 분포	69
<표 5-1> 이벤트 스터디(event study) 표본 요약통계량	75

그림목차

[그림 2-1] 모성 임금 격차의 분포	24
[그림 2-2] 남성 임금 격차의 분포	24
[그림 2-3] 자녀 수에 따른 모성 임금 격차 분포	27
[그림 3-1] 종사상지위에 따른 모성 임금 격차 분포	36
[그림 3-2] 근로시간에 따른 모성 임금 격차 분포	40
[그림 3-3] 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차 분포	44
[그림 3-4] 직장 변화에 따른 모성 임금 격차 분포	47
[그림 4-1] 모성 임금 격차 분포의 변화: 2000~2009년과 2010~2018년	57
[그림 4-2] 출생 코호트별 모성 임금 격차의 분포	66
[그림 5-1] 첫 출산 후 취업 상태 변화(임금근로자만 포함)	76
[그림 5-2] 출산 후 취업 상태 변화(자영업 포함)	77
[그림 5-3] 첫 출산 후 월평균 소득 변화	78
[그림 5-4] 첫 출산 후 시간당 임금의 변화	79

요 약

출산 후 여성은 인적자본의 감소, 일자리 이동, 노동시장에서의 통계적 차별 등을 이유로 임금 하락을 경험한다. 모성 불이익(motherhood penalty) 혹은 모성 임금 격차(motherhood wage gap or family gap)는 오랫동안 광범위하게 연구되었던 주제이고, 대다수의 선행연구는 여성이 출산 후 겪는 임금 감소를 2~13% 정도로 추정한다. 본 연구는 평균적인 모성 임금 격차뿐만 아니라 임금수준에 따른 모성 임금 격차의 이질성과 변화를 확인하고 그 의미와 원인을 탐색한다.

모성 임금 격차란 자녀가 있는 여성과 없는 여성 사이의 임금 격차를 의미한다. 연구의 목적 및 정의에 따라 모성 임금 격차는 출산에 의한 결과로 해석될 수 있고(causal effect of motherhood), 인구학적 특성, 인적자본, 그 밖의 개인 특성을 통제하고 난 뒤에도 남아 있는 설명되지 않는 잔차로서의 임금 격차를 의미하기도 한다. 본 연구에서 모성 임금 격차는 후자를 의미한다.

본 연구는 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하여 시간에 따라 변하지 않는 개인의 비관측 특성을 통제하고, 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression)을 이용하여 모성 임금 격차의 분포를 추정하였다. 개인의 이질적 특성에서 비롯되는 오차를 통제하여 내생성 문제를 상당 부분 보완할 수 있었지만 시간에 따라 변할 수 있는 비관측 요인은 통제할 수 없었다. 따라서 본 연구에서 제시하는 모성 임금 격차는 자녀가 유발하는 인과적 영향력이 아니라 여성의 임금에 영향을 줄 수 있는 주요 변수 및 개인의 비관측 요인까지 통제했음에도 불구하고 나타나는 잔차를 의미한다.

잔차에 남아 있는 유자녀 여성의 내생적 특징은 설명되지 않는 임금 격차를 의미하기 때문에 그 자체로 연구할 가치가 있다. 이에 더

해 잔차로서의 임금 격차를 살펴보는 것은 어떠한 여성이 자녀를 낳는지, 어느 시점에 자녀를 낳는지를 추론할 수 있게 한다는 점에서 분석에 의의가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장에서는 모성 임금 격차의 의미와 연구의 필요성, 선행연구 검토, 연구내용 및 선행연구와의 차별성을 서술한다. 제2장에서는 평균 모성 임금 격차 및 모성 임금 격차의 분포를 추정하고, 임금수준에 따라 이질적인 모성 임금 격차의 의미와 원인에 대하여 논의한다. 제2장에서의 분석 내용을 세분화하여 제3장에서는 노동시장 특성에 따라 모성 임금 격차가 어떻게 달라지는지 살펴본다. 분석에서 고려한 노동시장 특성은 종사상지위, 근로시간, 출산 전 경력, 출산 후 이직 여부이다. 제3장에서는 분석 결과를 바탕으로 제2장에서 보인 임금수준별 모성 임금 격차의 원인을 노동시장 특성의 측면에서 검토한다. 제4장에서는 모성 임금 격차의 변화를 살펴본다. 출생연도를 기준으로 1970년 코호트와 1980년 코호트 사이에 모성 임금 격차가 변화하였는지 살펴볼 것이다. 제4장까지의 분석 결과는 임금근로자만 포함한 분석 결과이므로 출산으로 인해 노동시장에서 이탈한 여성들은 분석 대상이 되지 않는다. 하지만 출산 후 여성의 경력단절은 향후 여성의 노동시장 성과에 부정적인 영향을 줄 수 있기 때문에 제5장에서는 첫 출산 후 여성의 취업 상태 및 임금 변화를 남성과 비교하여 살펴본다. 마지막으로 제6장에서는 본 연구의 주요 결과와 함의를 요약하고 출산과 여성 노동에 관한 정책을 제언한다.

1. 모성 임금 격차의 분포

본 연구의 첫 번째 분석으로 한국 노동시장에서 관찰되는 평균 모성 임금 격차와 모성 임금 격차의 분포를 추정하고, 임금수준에 따른 모성 임금 격차의 이질성을 확인하였다. 평균적으로 여성은 자녀가 있을 때 5.7% 더 낮은 임금을 받는다. 이러한 평균적인 모성 불

이익(motherhood penalty)은 고임금 여성들이 아닌 저임금 여성들로부터 비롯된 결과이다. 모성 임금 격차의 분포를 추정한 결과 저임금, 중간임금 구간의 여성들은 유의미한 모성 불이익을 경험하고 그 크기는 저임금 여성일수록 더 크게 나타났다. 반면, 고임금 구간의 여성들은 오히려 자녀를 출산한 여성들의 임금이 더 높은 모성 프리미엄이 관찰되기도 하였다.

고임금 여성과 비교할 때 저임금 여성에게서 더 큰 모성 불이익이 나타나는 이유로 자녀 양육 시간의 대체 용이성을 생각할 수 있다. 과거 자녀 양육과 교육 서비스 시장이 충분하지 않을 때에는 여성이 자녀 양육의 대부분을 감당해야 했고, 고임금 여성은 자녀 양육으로 인해 지불하는 노동시장 기회비용이 컸다. 하지만 과거에 비해 양육 및 교육 시장이 크게 확대되고 있고, 이에 따라 부모는 자녀 양육 시간의 상당 부분을 시장에서 대체할 수 있게 되었다.

고임금 구간의 여성들은 저임금 구간의 여성들보다 자녀 양육 시간을 더 쉽게 대체할 수 있다. 경제학 이론에서는 여성들이 자녀 양육을 위해 지출하는 단위 비용과 노동시장에서 본인이 얻는 단위 임금이 같아지는 지점에서 양육을 시장에 위탁하는 것이 가장 효율적인 상태이다. 시장의 작용대로만 놓고 보면 고임금 여성들은 자녀 양육의 많은 부분을 시장에 위탁할 것이지만 저임금 여성들은 자녀 양육의 상당 부분을 본인이 감당하게 될 것이다. 이는 저임금 여성들의 생산성 및 임금 하락으로 이어지고, 저임금 구간에서 음의 모성 임금 격차를 유발하는 요인이 된다.

모성 불이익은 평균적으로 자녀의 수가 많을수록 커진다. 예컨대, 한 명의 자녀가 있는 여성보다 두 명의 자녀를 둔 여성의 임금 감소가 더 크게 나타난다. 자녀 수에 따른 모성 불이익의 차이 또한 여성의 임금 분위에 따라 달라진다. 한 자녀를 둔 여성의 모성 임금 격차 분포는 임금 분위가 증가함에 따라 완만하게 개선되고, 중위 임금 이상에서는 유의미한 모성 불이익이 관찰되지 않는다. 하지만 자녀를 두 명 둔 여성 중 임금이 40분위 이하인 여성은 20%가량의 큰

임금 하락을 경험하고, 40분위부터 모성 불이익의 크기가 감소하기 시작한다.

한 가지 흥미로운 사실은 80분위 이상의 고임금 구간에서는 자녀를 두 명 둔 여성의 상대임금이 자녀를 한 명 둔 여성의 상대임금보다 높게 나타났다는 것이다. 80분위 아래에서 자녀의 수는 여성의 임금에 부정적인 영향을 미친다. 하지만 초고임금 구간에서는 오히려 자녀가 두 명인 여성의 임금이 자녀가 없거나 한 명인 여성의 임금보다 더 높다. 이 결과는 여성의 임금수준과 가족의 크기는 부의 상관관계를 갖는다는 전통 경제학의 정형화된 사실이 고임금 여성에게는 더 이상 적용되지 않음을 의미한다.

또 한 가지 흥미로운 사실은 결혼의 효과가 남성과 여성에게서 다르게 나타나고, 여성 중에서도 고임금 여성과 저임금 여성에게서 다르게 나타난다는 사실이다. 배우자 유무를 통제할 때 남성은 부성 프리미엄이 절반 이상 감소하지만 여성의 모성 임금 격차는 평균적으로는 큰 차이가 없다. 남성은 배우자의 역할이 부성 프리미엄의 절반 이상을 설명하지만 여성은 배우자의 유무가 평균적으로는 모성 패널티에 영향을 주지 않는다. 하지만 이를 여성의 임금 분포별로 살펴보았을 때, 저임금 여성은 배우자의 존재가 오히려 임금에 부정적인 영향을 미쳤고, 고임금 여성은 남성과 마찬가지로 배우자가 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 노동시장에서의 기회비용이 상대적으로 적은 저임금 여성들은 가사 및 자녀 양육에 배우자보다 더 많은 시간을 할애할 가능성이 높고, 이 때문에 결혼으로 인한 임금 감소가 나타날 수 있다.

본 연구의 가장 중요한 발견은 여성의 임금수준에 따른 이질적 모성 임금 격차이다. 고임금 여성에게서 모성 불이익이 관찰되지 않는 이유는 개인의 인적자본 요인일 수도 있지만 고임금 여성이 소속된 노동시장 특성일 가능성도 배제할 수 없다. 예컨대, 1차 노동시장과 2차 노동시장 간의 격차가 모성 보호 제도의 도입과 활용 측면에서 여성 근로자에게 영향을 주었을 가능성이 크다. 여성이 속한 노동시

장의 특성에 따라 제도가 안착되는 속도와 수준이 다를 것이고 이러한 외부적 요인은 불균형적 모성 임금 격차의 분포를 유발한다. 따라서 상대적으로 임금이 적은 노동시장 진입 초기의 여성들과 2차 노동시장에 종사하는 여성들에게 특히 자녀 돌봄 제도의 확대와 같은 외부 지원이 필요하다.

고임금 구간 여성에게만 나타나는 출산 및 결혼 프리미엄은 결혼과 출산에 불평등이 커질 수 있음을 암시한다. 2019년 한국 여성의 경제활동참가율은 53.5% 수준으로 2010년 이후 여성 경제활동참가율은 꾸준히 증가하여 왔다(통계청, 「경제활동인구조사」). 그리고 여성의 첫째아 출산 연령은 2009년 29.8세에서 2019년 32.2세로 계속하여 증가하였다(통계청, 「인구동향조사」). 여성의 교육 수준 상승과 경제활동 욕구의 증대는 결혼 및 출산 결정과 충돌한다. 출산과 경제활동 모두 여성의 시간을 필요로 하기 때문이다. 고임금 여성 중에서도 출산 후 경력에 영향이 없을 여성들이 자녀를 낳고, 저임금 여성 중 자녀가 있는 여성은 노동시장에서의 생산성을 일부 포기해야 한다. 위 사실들은 출산 선택에 있어 여성의 노동시장 요인이 과거보다 중요해졌음을 의미한다. 따라서 저출산 관련 정책을 수립할 때 여성의 노동시장 요인을 더 면밀하게 검토할 필요가 있다.

2. 노동시장 특성에 따른 모성 임금 격차 분포

종사상지위에 따른 모성 임금 격차를 비교해 보면 저임금 여성일 수록 종사상지위에 따라 자녀로 인한 임금 손실의 차이가 크고, 고임금 여성은 자녀가 임금을 미치는 영향이 종사상지위의 영향을 덜 받는다. 저임금 구간에서 상용직 여성과 임시일용직 여성의 모성 임금 격차는 30%포인트 이상 차이가 나지만 이 격차는 임금수준이 상승할수록 빠르게 줄어든다. 임시일용직이며 저임금 구간에 있는 여성들은 출산 후 자녀가 없는 상태와 비교하여 20% 이상 낮은 임금을 받고 있고, 전체 표본의 저임금 구간에서 보이는 음의 모성 임금

격차는 상당 부분 임시일용직 저임금 여성에게서 비롯되었을 수 있다. 상용직 여성은 중위 임금부터, 임시일용직 여성은 70분위부터 95% 유의수준에서 유의미한 임금 격차가 나타나지 않는다.

근로시간에 따라 추정된 결과에서는 주당 근로시간이 40시간을 초과하는 여성에게서 모든 임금 구간에 걸쳐 모성 불이익이 크게 나타났다. 주당 근로시간이 40시간 이하인 여성의 모성 임금 격차는 임금 분위가 높아질수록 개선되고, 고임금 구간에서는 모성 프리미엄이 관찰된다. 전체 표본에서 관찰되는 고임금 여성의 모성 프리미엄은 근로시간이 상대적으로 적은 유자녀 여성에게서 비롯된 것임을 알 수 있다.

첫 출산 시기는 출산 전 경력을 의미하고, 많은 선행연구에서 첫 출산 시기가 늦어질수록 임금이 높아지는 현상(delay premium)을 발견하였다(예컨대 Miller, 2011). 첫 출산 연령이 높은 여성들은 출산 전 노동시장 경력의 길고, 경제적으로 더 안정된 상태에서 자녀를 낳을 가능성이 높다. 늦은 출산은 출산 후에도 여성이 경력을 유지하고 임금에 영향을 받지 않을 조건을 만들 수 있다는 점에서 모성 임금 격차에 긍정적인 영향을 미친다.

하지만 『한국노동패널』을 통해 분석한 결과 우리나라 노동시장에서 딜레이 프리미엄(delay premium)은 이 현상이 보편적으로 관찰되는 미국 시장과 달리 고임금 여성에게서만 관찰되었다. 임금 20분위와 60분위 사이에서 자녀가 있는 여성의 상대임금은 첫 출산 연령이 만 30세 이후일 때가 만 30세 이전일 때보다 더 낮았다. 그러나 이 현상은 임금 60분위 이상의 고임금 구간에서는 역전되는 모습을 보이며 첫 출산 연령이 30세 이후인 유자녀 여성의 상대임금이 30세 이전인 유자녀 여성보다 더 높게 나타났다.

마지막으로 직장 변화와 관련하여서는 Baum(2002)의 결과와 동일하게 모든 임금 구간에서 첫 출산 후 출산 전 직장으로 복귀한 여성에게서 모성 불이익이 더 작게 나타났다. 임금 분위가 높아질수록 직장 변화가 모성 임금 격차에 미치는 영향이 커진다. 고임금 구간

으로 갈수록 첫 출산 후 직업이 이전과 같지 않거나 출산 후 첫 직업을 가진 여성의 모성 불이익이 커지고, 첫 출산 전 직장으로 복귀한 여성의 모성 불이익은 작아진다. 출산 전 직장으로 복귀한 상위 25% 고임금 여성에서는 10% 이상의 모성 프리미엄이 관찰되었다.

노동시장 특성별 분석 내용에 따르면 저임금 구간에서는 상용직 여부가, 고임금 구간에서는 직장 변화 여부가 모성 임금 격차에 큰 영향을 준다. 임금 분포 하위 25% 이하의 저임금 구간에서 임시일용직 유자녀 여성은 상용직 유자녀 여성보다 17.7~36.2%포인트 더 큰 모성 불이익을 갖는다. 반면, 임금 분포 상위 25% 이상의 고임금 구간에서는 출산 전후 직장이 동일한 유자녀 여성이 그렇지 않은 유자녀 여성보다 30~36.7%포인트 더 높은 상대임금을 보인다. 또한, 근로시간은 모든 임금 구간에 걸쳐 모성 임금 격차에 영향을 주며, 주당 근로시간이 40시간을 초과하는 여성은 모든 임금수준에서 20% 안팎의 큰 모성 불이익을 갖는 것으로 나타났다.

직장 변화에 따른 모성 임금 격차의 차이를 살펴본 결과, 고임금 여성일수록 출산 후 이직과 경력단절의 부정적 영향이 크게 나타났다. 개인의 노동시장 참여 과정은 채용, 배치, 교육훈련, 평가, 승진 및 보상의 단계를 거치고 이 과정은 반복된다. 출산 후 이직을 하는 경우 채용 단계부터 과정이 다시 시작될 것이고, 어느 단계에서 출산했는지는 여성의 경력에 영향을 준다. 한국 여성의 경제활동은 초기 진입은 활발하지만 지속 근무의 어려움을 보인다(여성가족부, 2014). 교육, 직업 경력, 출산은 여성의 생애 전반에 걸친 노동시장 성과에 영향을 미치는 요인이므로 출산 후 지속 근무의 어려움은 고학력, 고숙련 여성의 출산 결정에 부정적인 영향을 미칠 수밖에 없다. 「지역별고용조사」를 통해 살펴본 결과 20~54세 대졸 기혼여성 중 출산 및 육아로 인한 경력단절 여성은 2011년 27%에서 2019년 23%로 감소 추세에 있으나 여전히 20%가 넘는 대졸 기혼여성 중 경력단절을 경험한다. 표본을 30대로 한정할 경우 대졸 기혼여성 중 경력단절 비율은 2019년에도 30%에 육박한다.

본 연구 제5장의 결과에서도 나타나는 출산 후 여성의 높은 경력 단절 확률과 이직으로 인한 출산의 부정적 영향력 증대는 장기적으로 고학력, 고숙련 여성이 직면하는 출산의 기회비용을 높이고 이들의 출산 가능성을 낮출 것으로 예상할 수 있다. 특히, 고학력, 고숙련, 고경력 여성에게는 출산으로 인한 직업 이탈이 나타나지 않도록 직업 문화의 개선이 요구된다. 예컨대, 자녀가 없는 여성 그리고 남성과 비교하여 모성이라는 이유로 인사관리에 불이익을 받는 사례가 없어야 할 것이고, 공기업 및 공무원에 비해 출산 및 육아 휴직의 활용도가 낮은 민간 기업의 문화와 인식 개선이 요구된다.

3. 모성 임금 격차의 변화

1970년대에 출생한 여성의 2000~2009년 조사자료와 1980년대에 출생한 여성의 2010~2018년 조사자료를 비교하여 모성 임금 격차가 과거와 비교하여 개선되었는지 살펴보았다. 그 결과, 1970년 코호트는 평균적으로 유의미한 모성 임금 격차가 없었으나 1980년 코호트는 10%의 모성 불이익(motherhood penalty)을 경험하는 것으로 나타났다. 또한, 1970년 코호트에서는 관찰되지 않지만 1980년 코호트에서는 노동시장에서의 생산성이 높은 여성들이 더 자녀를 가지려는 경향이 관찰되었다. 이는 과거부터 남성에게서 관찰되던 현상이다.

임금 분포상에서 살펴본 결과, 저임금 구간의 모성 불이익은 시간이 지남에 따라 더욱 커졌고, 1970년 코호트의 고임금 구간에서 추정되었던 강한 모성 프리미엄은 1980년 코호트에서 사라졌다. 1970년 코호트의 경우 하위 25% 이하 임금 구간에서 모성 불이익이 12~13.5%로 크게 나타나는 반면, 상위 25% 이상 구간에서는 모성 프리미엄이 22.6~26.9%로 크게 관찰된다. 저임금 구간의 모성 불이익과 고임금 구간의 모성 프리미엄이 상쇄되어 1970년 코호트에서는 평균적으로 유의미한 모성 임금 격차가 없었던 것이다. 1980년 코호트 여성은 거의 대부분의 임금 구간에서 모성 임금 격차가 1970년 코호

트보다 악화되었다. 임금 분포 하위 25% 이하에서 14.2~21.8%의 모성 불이익이 나타났고, 중위 임금 이상에서 유의미한 임금 격차는 없지만 이전 코호트와 같은 모성 프리미엄은 관찰되지 않았다.

1970년 코호트와 1980년 코호트의 비교 분석을 통해 살펴본 결과, 한국의 노동시장은 경력 초반의 여성이 출산과 커리어를 병행하기 점점 더 어려운 모습으로 변화하고 있음을 알 수 있었다. 2000년대에 모성 보호 사업이 시행되고, 2010년 이후 모성 보호 사업의 지원 금액 및 기간을 증가시키는 정책 개정의 과정을 빈번하게 거쳤다. 1970년 코호트의 2000년대와 1980년 코호트의 2010년대를 비교한 본 연구의 결과는 2010년 이후 정부의 출산 전후 급여지원, 육아휴직 급여지원, 아빠 육아휴직 보너스제, 육아기근로시간 단축 급여지원과 같은 모성 보호 사업들이 더 크게 확대되었음에도 불구하고 모성 임금 격차는 오히려 악화되었음을 보여준다. 모성 보호 정책의 확대에도 불구하고 최근 악화된 모성 임금 격차는 앞서 언급한 제도의 실효성이 높은 노동시장과 제도가 안착하지 못한 노동시장의 격차일 수 있다. 이에 민간기업 및 중소기업장에서 실제 모성 보호 정책의 실효성을 점검할 필요가 있다.

또한 보조금 형태의 지원과 같이 여성의 출산만을 강조하는 단편적인 정책은 한계가 있다. 경제활동을 지속하고자 하는 여성에게 출산은 여전히 큰 장애요인이다. 여성의 경제활동과 균형 있는 가정생활 모두를 촉진하기 위해서는 출산에 대한 노동시장 기회비용을 낮추는 정책적 방안 마련이 필요할 것이다. 이를 위해 여성 근로자 집단의 이질성을 파악하고, 일률적인 정책이 아닌 정책 대상 집단의 문제에 적합한 개별적 정책 목표 수립과 정책 도구 개발이 필요할 것이다.

4. 첫 출산과 경력단절

Kleven et al.(2019)의 이벤트 스터디(event study) 방법을 이용하여 출산 전후 남성과 여성의 취업 상태, 월평균 근로소득 및 시간당 임금의 변화를 추정하고 이를 비교하였다. 출산 결정은 외생적인 조건이 아니므로 분석의 결과가 출산으로 인한 인과관계를 의미하는 것은 아니지만 출산 후 여성의 노동시장 성과가 급격하게 변화하였다면, 이는 출산의 영향으로 해석할 수 있고 출산 전후 여성의 경력 단절과 그 지속성을 살펴볼 수 있다는 점에서 분석의 의의가 있다.

첫 출산 시점을 기준으로 출산 전 2년, 출산 후 5년을 분석 기간(event window)으로 설정하고, 이 기간 동안 모두 조사에 임한 응답자만 분석 표본에 포함한다. 표본 수에 제약이 있으므로 분석 결과를 일반화할 수는 없지만 분석 결과는 첫 출산 전후 노동시장 성과의 변화에 있어 남성과 여성의 극명한 차이를 보인다. 『한국노동패널』은 가구 단위 조사이므로 자녀가 있는 가구의 남녀 응답자 표본에 성별로 다른 편의가 발생하였을 가능성이 낮고, 응답에 참여한 남성과 여성 표본에 남녀 편의가 비슷하게 발생하였다면 이 분석에서 도출한 차이는 출산이 남성과 여성의 노동시장 성과에 유의미하게 다른 영향을 미치고 있음을 뜻한다.

여성은 출산 2년 전보다 출산 1년 전 즉 임신 시점부터 취업 확률이 낮아지기 시작하고, 첫 자녀를 출산하는 해에 취업 확률은 그 전 해보다 45% 이상 감소한다. 감소한 취업 확률은 출산 3년 후까지 악화되는 모습을 보이고, 출산 5년 후까지도 회복하지 못하였다. 반면 남성은 출산 전후 취업 상태에 거의 변화가 없고 출산 1년 전부터 그 이후까지 통계적으로 유의미한 수준의 변화를 보이지 않는다.

『경력단절 여성 등의 경제활동 촉진법』 제4조에 의해 정부는 2010년부터 5년 단위로 경력단절 여성 등의 경제활동 촉진에 관한 기본계획을 수립하고 정책을 마련하고 있다. 한국의 여성 경제활동은 초기 진입은 양호하지만 지속 근무와 재진입이 OECD 국가 평균보다

훨씬 낮은 형태를 보인다(여성가족부, 2014). 『경제활동인구조사』 자료를 이용하여 연령별 고용동향을 살펴보아도 20대 후반 남성과 여성의 학력별 고용률은 비슷하지만 30대 이후부터 남성의 고용률은 높아지고 여성의 고용률은 떨어지는 모습이 뚜렷하게 나타난다. 그리고 여성의 고용률은 40대 초반까지도 회복되지 않는다. 본 연구의 결과뿐만 아니라 다양한 연구에서 이미 나타난 한국 여성의 출산 후 높은 경력단절 비율은 경력단절 여성의 복귀를 지원하는 정책과 더불어 출산이 여성의 노동시장 참여 지속성을 저해하지 않도록 지원하는 정책의 필요성을 제기한다.

제 1 장 머리말

제1절 모성 임금 격차의 의미와 연구의 필요성

모성 임금 격차(motherhood wage gap or family gap)란 자녀가 있는 여성과 없는 여성 사이의 임금 격차를 의미한다. 연구의 목적 및 정의에 따라 모성 임금 격차는 출산에 의한 결과로 해석될 수 있고(causal effect of motherhood), 중요 변수(인구학적 특성, 인적자본, 그 밖의 개인의 이질적 특성)를 통제하고 난 뒤에도 남아 있는 설명되지 않는 잔차로서의 임금 격차를 의미하기도 한다. 본 연구에서 모성 임금 격차는 후자를 의미한다. 전통적으로 설명되지 않는 임금 격차를 차별로 규정하기도 하지만, 본 연구에서 의미하는 ‘잔차로서의 모성 임금 격차’는 자녀가 있는 여성이 노동시장에서 받는 차별을 의미하지는 않는다.

모성 임금 격차는 경우에 따라 음의 값을 가지기도 하고 양의 값을 가지기도 한다. 음의 값을 가질 때 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성보다 더 낮은 임금을 받는다는 의미이고, 양의 값을 가질 때는 자녀가 있는 여성이 자녀가 없는 여성보다 더 높은 임금을 받는다는 의미이다. 음의 모성 임금 격차는 모성 불이익(motherhood penalty)으로 명명되기도 한다. 음의 모성 임금 격차 혹은 모성 불이익이 나타날 경우, 그 격차를 구성하는 원인 중 하나로 노동시장에서의 차별이 있을 수 있다. 하지만 음의 모성 임금 격차 자체가 자녀가 있는 여성에게 주어진 차별을 의미하

는 것은 아니다.

또한, 양의 값을 지닌 모성 임금 격차는 모성 프리미엄(motherhood premium)으로 불리기도 한다. 표현의 단순화를 위해 본 연구에서 모성 불이익과 모성 프리미엄은 모성 임금 격차의 방향성을 나타내는 용어로 사용할 것이다. 따라서 본 연구에서 모성 프리미엄과 모성 불이익은 자녀가 여성의 임금에 미치는 인과적 영향을 의미하는 것은 아니다.

출산 후 여성의 임금 하락에 대하여 분석한 연구는 매우 다양하다. 이들 연구에 따르면 출산 후 여성 임금 하락의 원인은 크게 다섯 가지로 정리할 수 있다.

첫째는 자녀 양육으로 인한 인적자본 감소(Mincer & Polacheck, 1974)이다. 자녀를 출산하고 양육하는 과정에서 여성은 경력단절을 경험하기도 하고, 노동시간을 단축하거나 직장 내 교육에서 배제되기도 한다. 이러한 요인은 자녀 출산 후 여성의 인적자본 축적을 더디게 하고, 임금 하락을 유발한다.

둘째는 직장에서의 역할 및 활동 감소(Becker, 1985)이다. 개인은 시간뿐만 아니라 활동의 양에 있어서도 제약을 가진다. 즉, 한 사람이 하루에 사용할 수 있는 시간에 24시간이라는 제약이 있듯이 개인이 하루에 활동할 수 있는 에너지도 제약이 있다는 것이다. 자녀 양육의 책임이 있는 여성의 경우 노동시장에서의 활동 및 노력이 자녀 양육과 분산되기 때문에 같은 시간 노동을 하여도 노동시장에서의 생산성이 떨어질 수 있고, 이는 여성의 임금 하락을 유발한다.

셋째, 자녀가 있는 여성은 임금이 낮더라도 가정 친화적인 일자리를 선호(Becker, 2009)할 수 있다. 임금의 일정 부분을 복지나 유연한 근무 환경 등으로 보상받는 선택의 결과로 인해 자녀 출산 후 여성의 임금이 낮게 관찰될 수 있다.

넷째 요인은 노동시장에서의 통계적 차별이다. 자녀가 있는 여성들이 업무에 덜 헌신적이고 생산성이 낮을 것이라는 고용주의 통계적 차별로 인해 자녀가 있는 여성의 임금이 하락할 수 있다. 통계적 차별의 발생 여부를 실증분석에서 밝히기는 어렵지만, 심리학 등의 연구에서 자녀가 있는 여성이 채용 과정에서 경쟁력이 낮게 판단된다는 연구 결과가 있다

(Heilman and Okimoto, 2008).

마지막으로 추정과정에서 통제되지 못한 비관측 요인(endogeneity problem)에 의해서도 모성 임금 격차가 관찰된다. 처음 네 가지 요인은 자녀가 여성의 임금에 미치는 인과적 영향(causality)이고, 이들 요인은 자녀가 여성의 임금을 낮추는 이유를 설명한다.

마지막 요인인 내생성은 자녀를 가진 여성이 그렇지 않은 여성과 비교해 가지는 특성에 관한 요인이다. 자녀를 낳는 것이 외생적인 사건이 아니라 개인의 선택에 기인한 결과이기 때문에 발생하는 요인이다. 내생성을 완전히 해결하면 모성 임금 격차는 자녀가 여성의 임금에 미치는 인과적 영향으로 해석할 수 있다. 내생성은 자녀가 없는 여성 대비 자녀가 있는 여성의 상대임금을 낮추는 방향으로 작용할 수도 있고 상대임금을 높이는 방향으로 작용할 수도 있다. 예컨대, 자녀가 있는 여성이 자녀가 없는 여성과 비교하여 노동시장 성과에 부정적인 특성을 많이 가지고 있다면 내생성은 자녀의 인과적 영향력에 더해 자녀가 있는 여성의 상대임금을 더 낮추는 방향으로 편의(bias)를 유발한다. 반대로 자녀가 있는 여성이 노동시장 성과에 긍정적인 특성을 더 많이 지니고 있다면 내생성은 자녀가 있는 여성의 상대임금을 높이는 방향으로 편의(bias)를 만든다.

본 연구는 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하여 시간에 따라 변하지 않는 개인의 비관측 특성을 통제한다. 이 경우 개인의 이질적 특성에서 비롯되는 오차를 통제하여 내생성 문제를 어느 정도 해결할 수 있으나, 시간에 따라 변할 수 있는 비관측 요인은 통제할 수 없다. 따라서 본 연구에서 추정하는 모성 임금 격차는 자녀가 유발하는 인과적 영향력이 아니라 여성의 임금에 영향을 줄 수 있는 주요 변수 및 개인의 비관측 요인까지 통제했음에도 불구하고 나타나는 잔차로 해석되어야 한다. 이 잔차는 자녀의 인과적 영향력과 자녀가 있는 여성이 가지는 시간의존적 비관측 요인의 영향까지 포함하고 있다.

잔차에 남아 있는 유자녀 여성의 내생적 특징은 어떠한 여성이 자녀를 낳는지, 어느 시점에 자녀를 낳는지를 추론할 수 있게 한다는 점에서 분석에 의의가 있다. 누가, 어느 시점에 자녀를 낳기로 결정하는지 이해하는 것은 현재 한국 사회가 직면하고 있는 저출산 문제의 원인을 알고 해

결의 방향성을 제시하는 데 시사점을 제공할 수 있을 것이기 때문이다. 본 연구에서는 개인 고정효과를 포함하지 않은 결과와 포함한 결과를 비교함으로써 노동시장 성과와 관련하여 어떠한 특성을 가진 여성이 아이를 낳는지 분석한다. 또한, 고정효과모형의 잔차를 해석하는 과정에서 여성이 자녀를 계획하는 시점에 대한 함의를 제공한다.

여성은 경제활동과 결혼, 출산이라는 생애주기 사건을 함께 고려하는 과정에서 선택의 문제에 직면한다. 모성 임금 격차를 심도 있고 광범위하게 분석하는 본 연구는 모성 임금 격차의 원인을 파악하고, 성별 임금 격차, 빈곤 및 불평등, 저출산 및 노동 인력 감소 문제를 해결하기 위한 정책에 기초 지식을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

제2절 선행연구

모성 불이익(motherhood penalty)은 오랫동안 광범위하게 연구되었던 주제이다. 관련 논문은 주로 자녀가 여성의 임금에 미치는 인과적 영향(causal effect)을 추정하는 것에 초점을 맞추었다. 대다수의 연구는 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하여 개인의 이질적이고 시간 불변인 특성을 통제함으로써 모성 임금 격차를 추정하였다(Albrecht et al., 1999; Amuedo-Dorantes and Kimmel, 2005; Anderson, Binder, and Krause, 2002; Avellar and Smock, 2003; Baum, 2002; Buckles, 2008; Budig and England, 2001; Hotchkiss, Pitts, and Walker, 2017; Kahn, García Manglano, and Bianchi, 2014; Korenman and Neumark, 1990; Kühhirt and Ludwig, 2012; Loughran and Zissimopoulos, 2009; Lundberg and Rose, 2000; Stafford and Sundström, 1996; Taniguchi, 1999; Waldfogel, 1997). 이들 연구는 여성이 자녀 출산으로 인해 겪는 임금 감소를 2~10% 수준으로 추정한다.

하지만 시간에 따라 변화하는 비관측 요인이 있다면 고정효과모형은 여전히 내생성 문제가 존재하고 고정효과모형의 추정치는 인과적 영향을

추정하지 못한다. 이에 내생성 문제를 완전히 통제하기 위해 Miller(2011)와 Lundborg, Plug, & Rasmussen(2017)은 도구변수를 사용하여 자녀 출산이 여성의 임금에 미치는 부정적 영향의 크기를 추정하였다. 우선, Miller(2011)의 연구는 첫째 유산 여부, 피임 여부, 첫 출산 계획 후 경과된 시간을 첫 출산의 도구변수로 사용하여 미국에서 첫 출산을 1년 늦추는 것이 여성의 임금을 3% 증가시킨다고 추정하였다. Lundborg et al.(2017)의 연구는 덴마크의 시험관 시술 참여 여성들의 데이터를 사용하여 기존 연구들보다 더 큰 모성 불이익을 추정하였는데, 그들의 결과에 따르면 출산은 여성의 시간당 임금을 12~13% 감소시킨다.

일부 선행연구는 모성 임금 격차의 평균을 추정하는 것에서 나아가 모성 임금 격차를 여성의 임금 분포상에서 추정하였다. 이를 통해 어느 임금 수준에서 모성 임금 격차가 악화되는지 알 수 있다. Killewald and Bearak(2014), Budig & Hodges(2014), 그리고 England et al.(2016), Glauber(2018)의 연구가 이에 속한다. 이들 연구는 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression)과 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하여 모성 임금 격차의 분포를 추정하였고, 고임금 구간보다 대체로 저임금 구간에서 모성 불이익이 더 크게 나타난다는 결과를 발견하였다.

외국 문헌과 비교할 때 모성 임금 격차에 관한 한국 연구는 많지 않다. 오혜은(2017)은 「한국노동패널」 3~15차 자료를 고정효과모형에 적용하여 모성 임금 격차를 추정하였고, 연구 결과에 따르면 자녀가 있는 여성은 없는 여성과 비교하여 6.6% 낮은 임금을 받는다. 분위회귀분석을 이용한 연구는 하수연(2012)과 함선유(2020)의 연구가 있는데, 하수연(2012)은 조건부 분위회귀분석(conditional quantile regression)을 사용하였고 함선유(2020)는 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression)을 사용하였다. 모성 임금 격차를 여성의 임금수준에 따라 비교할 때 조건부 분위회귀분석이 아닌 무조건부 분위회귀분석을 사용하여야 한다는 것은 Killewald & Bearak(2014)에 의해 처음 언급되었다. 그 이유에 관해서는 Killewald & Bearak(2014), 함선유(2020)의 논문에도 자세히 언급되어 있고 본 연구의 제2장 제2절 실증분석 모형에서도 자세히 설명한다.

제3절 연구내용 및 선행연구와의 차별성

본 연구에서는 평균적인 모성 임금 격차뿐만 아니라 모성 임금 격차의 분포를 추정하고 임금수준에 따라 이질적인 모성 임금 격차의 의미와 원인을 설명한다. 미국의 데이터를 이용한 선행연구에서 모성 임금 격차가 임금수준에 따라 이질적일 수 있음을 지적한 바 있다(Budig and Hodges, 2010 and 2014; England et al., 2016; Glauber, 2018). 고임금 여성의 경우 자녀 양육 시간에 대한 기회비용이 높고 주변 자원을 활용할 수 있는 여건이 충분하기 때문에 모성 불이익(motherhood penalty)이 작을 수 있다. 반면, 중간임금 여성의 경우 출산 후 자녀 양육을 위해 경력단절이나 업무 이동 등을 경험하고 상대적으로 큰 모성 임금 격차를 보일 수 있다.

하지만 한국 노동시장에서 모성 임금 격차를 여성의 임금수준에 따라 추정한 연구는 희박하다. 모성 임금 격차의 분포를 추정하였다도 보통은 현상을 설명하는 수준에서 같음하였다. 본 연구는 분석 방법에 기초하여 보다 명확한 결과 해석을 제시하고, 다양한 부표본을 분석함으로써 이질적 모성 임금 격차의 원인을 탐색했다는 점에서 기존 연구를 크게 발전시켰다.

본 연구는 모성 임금 격차의 이질성을 살펴본 뒤 모성 임금 격차의 변화를 분석하였다. 모성 임금 격차와 관련된 연구는 주로 출산이 여성의 노동시장 성과에 미치는 영향력을 추정하는 것에 초점을 맞추어 왔으며, 모성 임금 격차의 트렌드를 분석한 연구는 많지 않다. 미국의 연구는 Pal & Waldfogel(2016), Glauber(2018), Avellar & Smock(2003)의 연구가 대표적이다. Pal & Waldfogel(2016)과 Glauber(2018)는 모성 임금 격차의 장기적인 추세를 보였지만 자녀가 있는 여성들의 이질적 특수성을 고려하지 않고 임금 격차를 추정했다는 한계가 있다. Avella & Smock(2003)은 미국의 National Longitudinal Surveys(NLS) 데이터를 사용하여 1942~1954년생 코호트와 1957~1965년생 코호트의 모성 임금 격차를 고정효

과모형을 통해 비교하였고, 두 코호트 모두에서 모성 임금 격차는 3%대 수준으로 유의미한 변화가 없었다고 결론짓는다.

한국의 경우 Choi & Park(2019)의 연구에서 「한국노동패널」을 이용하여 코호트 비교를 시행한 바 있다. 결과, 한국의 모성 불이익(motherhood penalty)은 미국과는 달리 과거보다 더 커지는 양상을 보였다. 본 연구는 Choi & Park(2019)의 연구를 발전시켜 평균 모성 임금 격차뿐 아니라 모성 임금 격차의 분포가 어떻게 변하였는지 살펴본다.

위의 내용은 모두 임금을 분석하였기 때문에 출산으로 인해 노동시장에서 이탈한 여성들은 분석의 대상이 되지 않는다. 마지막 분석에서는 출산으로 인한 여성의 취업 상태와 경력단절 문제를 살펴본다. Kleven et al.,(2019)의 이벤트 스터디(event study) 방법을 활용하여 첫 출산 후 여성의 경력단절이 남성과 비교하여 얼마나 크게 나타나는지, 이에 따른 임금 하락은 어느 정도인지 분석한다.

이후 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 평균 모성 임금 격차 및 모성 임금 격차의 분포를 추정한다. 남성의 경우도 함께 추정하여 비교하고, 자녀 수에 따른 모성 임금 격차의 분포 또한 제시한다. 보고서 전반에 사용된 데이터와 실증분석 모형도 제2장에서 설명한다. 제2장에서는 분석된 결과를 바탕으로 임금수준에 따라 이질적인 모성 임금 격차의 원인과 분석 결과가 의미하는 바에 대하여 논의한다.

제3장에서는 제2장의 분석 내용을 세분화한다. 제3장에서는 노동시장 특성에 따라 모성 임금 격차가 어떻게 달라지는지, 그 영향이 여성의 임금수준별로 이질적인지 살펴본다. 이를 위해 상용직 여부, 근로시간, 출산 전 경력, 출산 후 이직 여부를 고려하여 이들 특성에 따라 모성 임금 격차의 분포가 어떻게 달라지는지 비교하고 제2장에서 보인 임금수준별 모성 임금 격차의 원인을 노동시장 특성의 측면에서 탐색한다.

제4장에서는 모성 임금 격차의 트렌드를 분석한다. 모성 임금 격차가 1970년 코호트와 1980년 코호트 사이에 변화가 있는지 비교 가능한 부표본을 만들어 추정하고 비교하였다. 1970년 코호트의 경우 2000~2009년 데이터를 사용하고 1980년 코호트의 경우 2010~2018년 데이터를 사용하여 두 코호트의 비교 가능한 나이대에 노동시장 특징 및 모성 임금 격

차의 분포가 어떻게 달라졌는지 비교한다. 또한, 제4장에서는 각 코호트의 성별 임금 격차를 추정하고 비교함으로써 성별 임금 격차와 모성 임금 격차의 관계를 살펴본다. 자녀가 있는 여성의 유연하지 못한 노동시간 활용은 그동안 성별 임금 격차의 주요한 원인으로 지적되어 왔다 (Goldin, 2014; Cortes&Pan, 2019). 이것이 한국의 노동시장에서도 적용된다면 모성 임금 격차의 변화와 성별 임금 격차의 변화는 설명 가능한 방향으로 함께 변화할 것이다. 제4장 마지막 절에서 이를 살펴본다.

제5장에서는 첫 출산 후 여성의 취업 상태 및 임금 변화를 남성과 비교하여 제시하며, 여성의 출산으로 인한 경력단절 문제를 살펴본다. 마지막으로 제6장에서는 본 연구의 주요 결과 및 함의를 요약하고 이를 바탕으로 여성의 경제활동과 출산에 관한 정책을 제언한다.

제 2 장

모성 임금 격차의 분포

제1절 서론

제2장에서는 본 보고서의 첫 분석으로 한국 노동시장에서 관찰되는 전반적인 모성 임금 격차의 수준을 살펴보고자 한다. 『한국노동패널』을 이용하여 한국 노동시장에서 자녀가 있을 때 여성의 평균적인 임금 변화가 어떠한지 살펴보고 이를 남성의 경우와 비교한다. 개인의 시간 불변 비관측 요인을 통제하지 않았을 때와 통제하였을 때의 결과를 비교하면 노동시장에서 어떠한 특성을 갖는 여성들이 아이를 낳는지 가늠할 수 있다. 본 장에서는 모성 임금 격차의 수준을 추정하는 동시에 개인의 이질적 특성과 모성 임금 격차와의 관계, 배우자가 여성의 임금에 미치는 영향을 함께 살펴본다.

본 장에서는 모성 임금 격차의 평균을 추정하는 것에서 나아가 모성 임금 격차의 분포를 함께 추정한다. 모성 임금 격차를 임금 분포상에서 추정함으로써 평균 분석 이상의 시사점을 도출할 수 있다. 먼저, 모성 임금 격차의 분포를 추정하는 것은 평균적으로 관찰되는 모성 임금 격차가 어느 임금수준에서 비롯된 것인지 알 수 있게 한다. 모든 임금수준에서 고르게 평균과 비슷한 수준으로 모성 임금 격차가 관찰된다면 모성 임금 격차는 노동시장 내 모든 여성들이 직면하는 문제로 인식할 수 있다. 하지만 모성 임금 격차가 여성의 임금수준에 따라 이질적인 양상을 보인다

면 어느 임금수준에서 모성 불이익이 심각한 문제인지 파악할 수 있다. 나아가 모성 임금 격차가 저임금 여성에서 더 크게 나타난다면 이는 출산 후 여성 내부의 임금 불평등이 더욱 커짐을 의미한다. 심화된 여성 내부의 임금 불평등은 자녀 세대의 불평등을 함께 증가시킬 수 있다는 점에서 또 다른 사회문제의 가능성을 내포한다.

서론에 이어 제2절에서는 본 보고서에서 계속하여 사용하게 될 데이터와 표본, 실증분석 모형에 대해 설명한다. 제3절에서는 평균 및 임금 분위별 모성 임금 격차를 추정하고 이를 해석한다. 제4절에서는 모성 임금 격차의 분포가 자녀 수에 따라 이질적인지 살펴보고, 이를 여성의 출산 결정과 관련하여 해석한다. 마지막으로 본 장의 요약 및 이질적 모성 임금 격차의 원인과 의미를 제5절에서 서술한다.

제2절 데이터 및 실증분석 모형

1. 데이터

본 장을 포함하여 보고서 전체에서 사용될 분석 데이터는 「한국노동패널」(Korean Labor and Income Panel) 1~21차 연도 조사자료이다. 「한국노동패널」은 1998~2018년까지 한국의 도시지역 5,000가구를 대상으로 조사된 방대한 패널 데이터이며 가구 특성, 경제활동 상황, 지출 및 교육과 관련한 다양한 변수들을 포함하고 있다. 「한국노동패널」을 사용하는 이유는 크게 두 가지이다. 우선, 저자가 아는 한 한국 여성 근로자의 임금, 노동시간, 출산 여부 변수를 모두 포함한 데이터는 「한국노동패널」이 유일하다. 예컨대, 「인구주택총조사」는 임금 정보가 없고, 「경제활동인구조사」는 자녀 관련 변수가 없다. 둘째, 「한국노동패널」은 패널 데이터의 장점을 이용할 수 있다. 모성 임금 격차를 추정할 때 통계적 문제는 여성의 출산 결정이 외생적이지 않다는 데에 있다. 이를 보완하지 않은 추정치는 자녀가 있는 여성과 없는 여성 사이에 존재하는 설명 불가

능한(설명변수를 통제한 뒤 남은 잔차로서의) 임금 격차를 추정한 것이다. 출산의 내생성을 보완할 수 있다면 모성 임금 격차는 출산이 여성의 임금에 미치는 인과적 영향을 의미하지만, 내생성을 해결할 적절한 도구 변수를 찾는 것이 매우 어렵다. 패널 데이터는 개인의 비관측 특성을 통제하여 모성 임금 격차의 내생성 문제를 상당 부분 보완할 수 있다는 점에서 큰 장점을 가진다.

첫 출산 시기가 20세 이전이거나 최종 교육 수준을 마치기 전인 경우는 분석 표본에서 제외한다. 교육 기간 중 출산은 최종 교육 수준의 결정에 영향을 미칠 수 있고, 최종 교육 수준은 임금 함수에서 중요하게 포함되어야 할 통제변수이기 때문이다. 전체 데이터에 포함된 24,491명(남성 12,084명, 여성 12,407명) 중 10대 출산을 포함하여 첫 출산이 최종 교육 수준을 마치기 이전으로 추정되는 경우는 남성 427명, 여성 581명으로 전체 표본의 4.1% 수준이다.

분석에 사용될 표본은 주된 경제활동 연령인 24~46세로 제한한다. 본 장을 포함한 전체 보고서는 노동시장에서 근로자가 받는 임금을 분석 대상으로 하므로 분석 표본은 임금근로자만 포함한다. 따라서 경제활동을 하고 있지 않거나¹⁾ 비임금근로자인 고용주, 자영업자, 무급가족종사자는 분석 표본에서 제외한다. 임금, 노동시간, 교육 수준, 자녀 유무와 같은 주요 변수의 결측치를 제외한 표본의 크기는 여성 22,557건(4,530명), 남성 36,029건(5,590명)이다. 본 보고서는 여성 근로자의 임금을 주된 분석 대상으로 하지만 필요한 경우 비교를 위하여 남성 근로자의 분석 결과를 함께 제시한다.

2. 주요 변수와 요약통계

「한국노동패널」에서 출산 관련 변수는 개인 자료와 가구 자료에서 각각 찾을 수 있다. 우선 개인 자료에서 1차 조사와 그 후 신규 조사자에 한하여 출산 경험을 묻고, 출산 경험 여부, 초산 시기, 조사 당시 자녀 수

1) 조사 당시 휴직 상태여서 임금이 관찰되지 않는 경우도 경제활동을 하고 있지 않은 상태로 포함된다.

에 대한 정보를 제공한다. 조사 시점 당시 자녀가 있는지 없는지 여부를 판단하는 더미변수를 만들기 위하여 기본적으로 개인 자료에서 제공하는 출산력 변수를 사용한다. 출산 경험이 있는 개인의 경우 초산 시점 이전에는 자녀가 없었을 것이고 초산 시점 이후에는 자녀가 있었을 것으로 코딩한다.

하지만 개인 자료의 출산력 변수는 첫 조사 시점에서의 정보만을 포함하기 때문에 그 후에 출산한 개인의 경우 정보를 얻을 수 없다. 이를 보완하기 위하여 가구 자료에서 가구 구성원 관계 변수를 사용하여 부모와 자녀를 매칭하였다. 예컨대, 가구 구성원 중 가구주와의 관계가 첫째 자녀인 경우 그 가구 구성원은 가구주와 가구주 배우자에게 첫째 자녀로 매칭된다. 같은 방식으로 가구주와 배우자에 대하여 첫째 자녀부터 다섯째 자녀까지 매칭하였다. 가구주 첫째 자녀와 첫째 자녀의 남편이 같이 살고 있는 경우 그들의 자녀 또한 첫째 자녀부터 다섯째 자녀까지 매칭하였다. 마지막으로 가구주 둘째 자녀와 둘째 자녀의 남편이 함께 살고 있는 경우 그들의 첫째 자녀부터 셋째 자녀까지 매칭하였다. 가구주의 셋째 이하 자녀와 그들의 자녀가 매칭되는 경우는 데이터에서 극소수였기 때문에 이 경우는 무시하였다. 자녀의 출생일과 성별이 매칭된 가구 구성원 자료를 기존의 개인 자료에 매칭하여 각 조사연도에 함께 살고 있는 자녀 정보를 더하였다. 첫째 자녀의 출생연도를 첫 출산 연도로 가정하고 그 이전에는 자녀가 없고 그 이후에는 자녀가 있는 것으로 코딩한다.

가구 자료에서는 사교육 관련 문항에서 조사 당시 가구에 미취학 자녀가(0세~재수생) 있는지 알 수 있다. 자녀 유무가 판단되지 않은 응답자에 한하여 조사 당시 해당 가구에 미취학 자녀가 없고, 매칭된 자녀 정보가 없으면 그 조사연도에 응답자는 자녀가 없었을 것으로 간주한다. 남은 결측치를 최대한 보완하기 위해 전 해와 다음 해에 자녀가 있었다면(없었다면) 그 해에는 자녀가 있는(없는) 것으로 코딩한다. 또한, 전 해에 자녀가 있었다면 올해 이후에는 자녀가 있는 것으로 간주하고, 다음 해에 자녀가 없고 올해 자녀 유무가 결측치이면 올해에도 자녀가 없는 것으로 간주한다.

교육 수준은 졸업 혹은 수료율 기준으로 조사 기간 내에 가장 높은 교육 수준을 분석에 반영한다. 교육 수준은 1. 고등학교 졸업 미만, 2. 고등학교 졸업(전문대학 포함) 3. 4년제 대학 4. 석사 이상으로 구분한다.

취업 관련 변수는 『한국노동패널』에서 제공하는 형태를 그대로 이용하였다. 먼저 모든 응답자는 취업자와 미취업자로 구분되고 취업자는 소득을 목적으로 경제활동을 하는 사람들을 모두 포함한다. 취업자는 다시 임금근로자와 비임금근로자로 구분된다. 임금근로자는 상용직, 임시직, 일용직 모두를 포함한다.

본 보고서에서 언급되는 근로시간은 임금근로자의 주당 평균 근로시간을 의미한다. 정규근로시간이 있는 경우 주당 정규근로시간을, 정규근로시간이 없다고 응답한 경우 주당 평균 근무시간을 주당 평균 근로시간으로 간주한다. 분석 표본 중 174개의 관측에서 주당 평균 근로시간이 100시간 이상으로 나타났다(여성 62개, 남성 112개). 이 경우 결측치로 처리하였다. 주당 근무시간이 0시간이라고 응답한 1개 관측치에 대해서도 결측치로 처리하였다. 시간당 임금은 세후 월평균 임금과 주당 평균 근로시간을 이용하여 산출하였다. 시간당 임금은 월평균 임금을 (주당 평균 근로시간×4.35)로 나눈 값이다. 임금은 소비자 물가지수를 사용하여 산출한 2015년 기준 실질임금이다.

<표 2-1>은 성별과 자녀 유무에 따른 분석 표본의 평균 및 표준편차를 보여준다. <표 2-1>에서 제시하는 요약통계는 통제변수를 고려하지 않은 단순 평균이다. 표본 여성의 60%, 남성의 61%가 자녀가 있고 여성의 평균 첫 출산 시기는 26.51세, 남성의 평균 첫 출산 시기는 29.84세이다. 자녀가 있는 여성의 평균 나이는 38.35세, 없는 여성은 평균 29.32세이다. 자녀가 있는 여성보다 없는 여성의 평균 교육 수준이 더 높다. 자녀가 있는 여성 중 고졸 미만은 15%인 데 반해 자녀가 없는 여성은 1%로 그 비율이 현저히 낮다. 4년제 대학 이상의 학력을 가진 여성의 비율은 자녀가 있는 여성에게서 23%, 자녀가 없는 여성에게서 47%로 나타난다. 자녀가 있는 여성 중 배우자가 있는 여성은 92%이고, 미혼인 여성은 거의 없다. 나머지 8%는 별거, 이혼, 사별에 해당한다. 반면, 자녀가 없는 여성들의 81%는 미혼이다.

〈표 2-1〉 요약통계

	여성				남성			
	자녀 없음		자녀 있음		자녀 없음		자녀 있음	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
	0.40		0.60 26.51		0.39		0.61 29.84	
인구통계적 특성								
나이	29.32	(4.92)	38.35	(5.23)	31.78	(5.38)	38.12	(4.95)
고졸 미만	0.01	(0.11)	0.15	(0.36)	0.07	(0.25)	0.07	(0.26)
고졸	0.52	(0.50)	0.62	(0.49)	0.56	(0.50)	0.58	(0.49)
대학	0.41	(0.49)	0.21	(0.40)	0.32	(0.47)	0.31	(0.46)
대학원	0.06	(0.24)	0.02	(0.15)	0.05	(0.22)	0.04	(0.19)
기혼	0.17	(0.38)	0.92	(0.28)	0.18	(0.38)	0.96	(0.19)
미혼	0.81	(0.39)	0	(0.06)	0.81	(0.39)	0.01	(0.08)
노동시장 특성								
월평균 임금	176.51	(79.46)	164.51	(103.60)	214.25	(121.27)	293.36	(157.14)
시간당 임금	1.00	(0.63)	0.95	(0.78)	1.12	(0.75)	1.54	(1.04)
상용직	0.85	(0.35)	0.74	(0.44)	0.83	(0.38)	0.88	(0.32)
근로시간	43.42	(9.79)	42.96	(12.45)	46.7	(11.31)	47.1	(11.16)
40 초과	0.47	(0.50)	0.45	(0.50)	0.56	(0.50)	0.56	(0.50)
50 이상	0.18	(0.38)	0.20	(0.40)	0.29	(0.46)	0.29	(0.45)
현재 일자리 경력	4.34	(3.64)	5.62	(5.27)	4.22	(3.51)	7.97	(5.85)
표본 수	8879-8933		13582-13624		13826-13931		21938-22098	

주: 위의 표는 분석 표본의 평균 및 표준편차를 성별과 자녀 유무에 따라 나타낸 것임. 월평균 임금 및 시간당 임금의 단위는 만 원이고 2015년 기준 실질임금이며, 근로시간은 주당 평균 근로시간을 나타냄. 40 초과(50 이상)는 주당 근로시간이 40시간을 초과하는(50시간 이상인) 사람의 비율이며, 현재 일자리 경력은 조사 시점 현재 일자리 근속연수를 나타냄. 자녀 없음과 자녀 있음 아래 수치는 각 표본의 비율을 의미하고, 자녀 있음 비율 아래 수치는 평균 첫 출산 연령을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

남성의 경우 자녀가 있는 남성의 평균 연령은 38.12세로 자녀가 있는 여성의 평균 연령과 큰 차이가 나지 않는다. 자녀가 없는 남성의 평균 연령은 31.78세로 자녀가 없는 여성과 비교하여 약 2.5세 정도 더 많다. 남성의 경우에도 자녀가 없는 남성이 자녀가 있는 남성보다 평균적으로 더 높은 교육 수준을 보이지만 여성과 비교하여 그 차이가 크지 않다. 예컨대, 자녀 유무와 상관없이 고졸 미만인 남성은 표본의 7%이지만, 자녀 유무에 따라 고졸 미만의 학력을 가진 여성의 비율 차이는 14%p이다. 4년제 대학 이상의 학력을 가진 비율은 자녀가 있는 남성의 경우 35%, 자녀가 없는 남성의 경우 37%이다. 자녀가 있는 남성의 96%는 현재 배우자와 함께 생활하고 있다. 자녀가 없는 남성은 81%가 미혼이다.

<표 2-1>의 두 번째 패널은 노동시장 관련 변수에 대한 요약통계이다. 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성보다 평균 연령이 9세 많음에도 불구하고 12만 원 더 적은 월평균 임금을 받는다. 반대로 남성의 경우, 자녀가 있는 남성이 자녀가 없는 남성보다 79만 원 더 높은 월평균 임금을 받는다. 시간당 임금의 경우도 같은 양상을 보인다. 자녀가 있는 여성의 평균 시간당 임금은 9,500원, 자녀가 없는 여성의 평균 시간당 임금은 10,000원이다. 남성의 평균 시간당 임금은 자녀 유무와 상관없이 여성보다 높은 수준이며, 자녀가 있는 남성에게서 더 높게 나타난다.

상용직 비율은 임금근로자 중 임시직과 일용직을 제외한 근로자 비율이다. 자녀가 있는 여성을 제외하고 여성과 남성 모두에게서 상용직 근로자 비율은 83~88% 수준이다. 자녀가 있는 여성의 상용직 비율은 이보다 10%포인트 더 낮은 74%이다. 흥미로운 사실은 주당 평균 근로시간이 자녀 유무에 따라 크게 다르지 않다는 점이다. 자녀가 있는 여성의 경우 일용직 및 임시직 비율이 높기 때문에 주당 평균 근로시간이 낮을 것으로 예상할 수 있으나 표본 평균은 43.0시간으로 자녀가 없는 여성의 근로시간 평균(43.4 시간)과 거의 같은 수준이다. 남성의 경우 여성보다 더 많은 주당 근로시간을 보이고, 자녀 유무에 따른 평균 근로시간 및 근로시간 분포의 차이는 없다.

주당 근로시간이 40시간을 초과하는 근로자의 비율을 보면, 자녀가 있는 여성은 45%, 자녀가 없는 여성은 47%이다. 장시간 근로의 기준으로

선행 연구에서 많이 사용되는 주당 50시간 이상 근로자의 비율은 자녀가 있는 여성은 20% 자녀가 없는 여성은 18%로 나타났다. 여성의 평균 근로시간은 자녀 유무와 상관없이 비슷한 수준이지만 자녀가 있는 여성의 근로시간 편차가 더 크다. 남성의 경우 평균 근로시간, 40시간 초과 및 50시간 이상 근로자 비율 모두 자녀 유무와 상관없이 같고, 여성 근로자보다 높은 수준을 보인다.

현재 일자리 경력은 현재 일자리를 시작한 해와 조사연도를 이용하여 계산하였다. 자녀가 있는 여성의 경우 현재 일자리 경력은 5.62년, 자녀가 없는 여성은 4.34년이다. 자녀가 없는 여성의 평균 연령이 29세이고, 47%가 4년제 대학 이상의 학력을 가지고 있다는 사실에 기초할 때 자녀가 없는 여성의 평균 이직 횟수는 많지 않았을 것으로 추측할 수 있다. 자녀가 없는 남성은 4.22년으로 자녀가 없는 여성과 비슷한 경력을 보이지만, 자녀가 있는 남성의 현재 일자리 평균 지속 기간은 7.97년으로 자녀가 있는 여성보다 평균 2.35년 더 길다.

3. 실증분석 모형

모성 임금 격차의 분포를 추정하기 위해 Firpo, Fortin, and Lemieux (2009)가 처음 제안한 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression, 이하 UQR)을 사용한다. 무조건부 분위회귀분석(UQR)은 자녀 유무에 따라 여성들의 임금 분포가 어떻게 변화하는지 추정한다. 본 연구에서 Koenker and Bassett(1978)의 조건부 분위회귀분석(conditional quantile regression, 이하 CQR)이 아닌 무조건부 분위회귀분석(UQR)을 사용하는 이유는 본 연구의 목적이 전체 여성의 임금 분포(unconditional (or marginal) wage distribution)상에서 고임금 여성과 저임금 여성의 모성 임금 격차가 어떻게 다른지 도출하는 데 있기 때문이다.

조건부 분위회귀분석(CQR)은 특정 변수가 그 변수에 따른 조건부 확률분포(conditional distribution)를 어떻게 변화시키는지 추정하는 데 적합하다. 예컨대, 조건부 분위회귀분석(CQR)은 다른 통제변수가 주어진 상태에서 자녀가 없는 여성의 조건부 확률분포상의 특정 분위 값과 자녀

가 있는 여성의 조건부 확률분포상의 해당 분위 값 차이를 비교한다. 자녀가 없는 여성과 자녀가 있는 여성은 서로 다른 임금 분포를 가질 것이고 조건부 분위회귀분석(CQR)은 이들 두 개의 조건부 확률분포를 비교한다. 반면, 무조건부 분위회귀분석(UQR)은 다른 통제변수가 주어진 상태에서 자녀가 없는 여성의 특정 임금 분위 값이 자녀가 있을 때 얼마나 변하는지 추정한다. 본 연구의 목적은 서로 다른 두 그룹의 임금 분포를 비교하는 것이 아니라 임금수준에 따라 자녀 유무가 여성의 임금을 어떻게 변화시키는지 보는 데 있으므로 조건부 분위회귀분석(CQR)이 아닌 무조건부 분위회귀분석(UQR)이 더 적합하다.

기본 추정식은 자녀 유무(m), 나이(a), 나이 제곱(a²), 4개의 교육수준 더미(edu)이다. 여기에 분석의 확장을 위해 배우자 유무 더미를 추가한 결과도 제시한다.

$$\ln(wage)_q = \beta_{q0} + \beta_{q1}m + \beta_{q2}a + \beta_{q3}a^2 + \beta_{q4}edu + \mu_i + \phi_y + \varepsilon \quad (2.1)$$

하첨자 q는 q-quantile을 나타내고, μ_i 는 개인 고정효과, ϕ_y 는 시간 고정효과를 의미한다. 자녀 유무 더미의 계수 β_{q1} 는 여성 근로자의 임금 분포에서 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 q-quantile 값 차이를 나타낸다. 각 분위에서 추정된 모성 임금 격차는 나이, 교육 수준, 시간 트렌드, 개인 특성이 통제된 상태에서의 임금 격차이다.

본 연구는 패널 데이터를 활용하므로 개인 고정효과모형(fixed effect model)을 사용할 수 있다. 고정효과모형은 관측 불가능한 개인의 고정적 특성을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 예컨대, 개인의 능력, 일에 대한 선호도 등을 통제할 수 있다. 하지만 시간에 따라 변화하는 개인의 비관측 특성이 존재하고 그 특성이 여성의 임금과 자녀 유무에 영향을 미친다면 추정된 모성 임금 격차는 인과적 결과로 해석할 수 없다. 본 연구에서 제시하는 모성 임금 격차는 출산의 인과적 영향보다 개인의 고정 특성과 시간 트렌드까지 통제하고 난 뒤에도 남아 있는 설명되지 않는 임금 격차라고 해석하는 것이 가장 적당하다.

무조건부 분위회귀분석(UQR)은 종속변수를 재중심 영향함수(recentered influence function, 이하 RIF)로 변환한 뒤 OLS 추정을 함으로써 얻어질 수 있다(Firpo, Fortin, and Lemieux, 2009). Firpo, Fortin, and Lemieux (2009)는 RIF를 이용하여 변환된 종속변수에 OLS 추정을 적용하면 독립변수의 변화가 종속변수의 무조건부 확률분포(unconditional (or marginal) distribution)에 미치는 영향을 추정할 수 있음을 증명하였다.

$$RIF(y; q_\tau, F_Y) = q_\tau + \frac{\tau - 1 \{y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} \quad (2.2)$$

q_τ 는 종속변수의 τ 분위 값을 나타낸다. $1\{y \leq q_\tau\}$ 은 관찰된 종속변수 y 가 q_τ 보다 작을 때 1의 값을 갖고 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 지시함수(indicator function)이다. 마지막으로 $f_Y(q_\tau)$ 는 종속변수의 τ 분위에 해당하는 확률밀도이다.

제3절 모성 임금 격차의 분포

1. 평균 모성 임금 격차

모성 임금 격차의 분포를 살펴보기 전에 비교를 위하여 첫 출산 후 남성과 여성의 평균 임금 변화를 살펴본다. 출산에 따른 임금 변화를 추정하기 위하여 가장 기본적인 형태의 Mincer 임금 방정식을 이용한다.

$$\ln(\text{wage}) = \beta_0 + \beta_1 m + \beta_2 a + \beta_3 a^2 + \beta_4 \text{edu} + \mu_i + \phi_y + \varepsilon \quad (2.3)$$

좌변은 시간당 임금의 자연로그 값이다. m 은 첫 출산 유무를 나타내는 더미변수이고, a 는 조사 시점에서의 나이, edu 는 최종 교육 수준 더미, μ_i

와 ϕ_y 는 각각 개인 및 시간 고정효과를 나타낸다. 현재 배우자와 함께 살고 있는지 여부가 출산으로 인한 임금 변화에 영향을 주는지 살펴보기 위하여 위의 기본 추정식에 배우자 유무를 나타내는 더미변수를 추가한 결과도 함께 제시한다.²⁾

합동OLS 결과 여성의 경우 유의미한 모성 임금 격차가 나타나지 않지만 남성의 경우 자녀가 있는 남성이 그렇지 않은 남성보다 21.9% 더 높은 시간당 임금을 받는다. 개인의 특성을 고려한 고정효과모형에서는 합동OLS의 결과와 달리 자녀가 있는 여성은 같은 조건의 자녀가 없는 여

<표 2-2> 자녀가 여성과 남성의 임금에 미치는 영향

	(1) 합동OLS	(2) 고정효과	(3) 고정효과
Panel A: 여성			
모성 임금 격차	-0.016 (0.019)	-0.050*** (0.017)	-0.057*** (0.018)
관측치	22557	22557	22553
Panel B: 남성			
부성 임금 격차	0.219*** (0.012)	0.062*** (0.010)	0.029** (0.011)
관측치	36029	36029	36028
연도 고정효과	Y	Y	Y
개인 고정효과	N	Y	Y
배우자 유무	N	N	Y

주: <표 2-2>는 모성 및 부성 임금 격차를 합동OLS와 고정효과모형을 이용하여 추정한 결과임. 각 셀에 제시된 숫자는 추정 모형에 따라 따로 추정된 값이며 식 (2.3)의 β_1 추정치임. 세 번째 열의 결과는 고정효과모형에 배우자 더미를 통제한 결과임. Individual clustered standard error(합동OLS)와 robust standard error(고정효과모형)는 () 안에 표기함(*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준).

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 사용하여 저자 작성.

2) 배우자 유무 변수에 결측치가 남성 1건, 여성 4건 존재하여 <표 2-2>의 (1)열, (2)열과 (3)열의 분석 표본 수가 다르다. 엄밀한 비교를 위해서는 이를 제외하고 동일한 표본으로 분석해야 하지만 결과에 차이가 없어 전체 분석 결과를 제시하였다.

성보다 5.0% 적은 시간당 임금을 받고 있다. 합동OLS 결과 자녀가 있는 남성은 그렇지 않은 남성보다 21.9% 더 높은 시간당 임금을 받고 있는 것으로 추정되었지만, 고정효과모형에서 그 추정치가 6.2%로 합동 OLS 추정치보다 크게 감소하였다. 남성과 여성 모두에게서 관측되지 않는 근로자의 능력, 일에 대한 선호와 같이 임금에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 요인들이 합동OLS에서 양의 편의(positive bias)를 크게 야기했음을 알 수 있다.

개인의 특성을 고려하지 않았을 때에는(합동OLS) 유의미한 모성 임금 격차가 관찰되지 않았지만 개인을 이질적 특성을 통제하였을 때(고정효과모형) 유의미한 모성 임금 격차가 나타났다는 사실은 임금에 긍정적인 영향을 미치는 비관측 요인(예컨대, 생산성, 직무의 시장 가치, 노력 등)이 자녀가 있는 여성에게서 더 크게 나타나는 경향이 있다는 것을 의미한다. 노동시장에서 높은 임금을 유발하는 비관측 요인이 자녀가 있는 여성에게서 더 크게 나타나는 편의는 2000년 이후 미국에서도 관찰되는 현상이다(Kwak, 2020). 그 원인에 관하여는 다음 장에서 자세히 논의하도록 한다.

또 한 가지 흥미로운 사실은 배우자 유무를 통제하였을 때 여성의 경우 추정된 모성 임금 격차에 큰 변화가 없지만 남성의 경우 부성 프리미엄이 2.9%로 절반 이상 감소한다는 사실이다. 자녀가 있는 남성 근로자의 경우 배우자의 역할이 부성 프리미엄의 절반 이상을 설명하지만, 자녀가 있는 여성 근로자는 배우자의 유무가 임금수준에 큰 영향을 주지 않는다. 가사 및 육아의 양이 노동시장에서의 생산성에 부정적인 영향을 미친다면 이 결과는 가정에서 이루어지는 육아의 상당 부분이 여전히 여성에게 치우쳐 있음을 함의한다.

2. 모성 임금 격차의 분포

<표 2-3>은 출산으로 인한 남성과 여성의 임금 변화를 각각의 임금 분포에 따라 무조건부 분위회귀분석(UQR)을 이용하여 추정한 결과이다. 기본 모형은 식 (2.3)과 같고 그 다음 열에 제시된 결과는 기본 모형에

배우자 유무를 나타내는 더미변수를 추가한 결과이다. 여성의 결과를 보면 저임금 여성이 고임금 여성보다 더 큰 임금 하락을 경험함을 알 수 있다. 임금수준이 하위 5%(q=5)에 해당하는 유자녀 여성들은 자녀가 없는 여성들과 비교하여 19.2% 낮은 임금을 받는다. 이러한 임금 격차는 임금 분포 하위 25%에서 11.6%로 줄어들고 중위 임금수준에서 5.2%로 줄어든다. 임금수준이 중위 임금 이하인 여성들은 자녀 출산으로 인한 임금 하락이 평균 5.0%(표 2-3 참조)보다 더 큰 폭으로 나타난다. 반면, 임금수준이 상위 25%(q=75), 상위 5%(q=95)에 해당하는 여성들은 오히려 자녀를 출산한 경우 각각 5.3%, 11.8% 더 높은 임금을 받는다.

〈표 2-3〉 자녀로 인한 남녀 임금 변화 : 임금수준에 따른 결과

	여성		남성	
	기본	배우자 통제	기본	배우자 통제
q=5	-0.192*** (0.036)	-0.144*** (0.039)	-0.065* (0.035)	-0.080** (0.035)
q=25	-0.116*** (0.025)	-0.080*** (0.026)	-0.013 (0.021)	-0.038* (0.022)
q=50	-0.052* (0.031)	-0.067** (0.032)	0.082*** (0.019)	0.041** (0.021)
q=75	0.053 (0.036)	0.002 (0.039)	0.168*** (0.021)	0.135*** (0.023)
q=95	0.118* (0.065)	0.057 (0.068)	0.098*** (0.035)	0.077** (0.038)
N	22557	22553	36029	36028
시간 고정효과	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y
배우자 유무	N	Y	N	Y

주: <표 2-3>은 모성 및 부성 임금 격차를 무조건부 회귀분석 방법을 사용하여 추정된 결과로, 5, 25, 50, 75, 95 분위에서 각각 추정하였으며 개인의 이질적 특성(개인 고정효과)과 시간 트렌드(시간 고정효과)가 통제된 결과임. 두 번째, 네 번째 열의 결과는 고정효과를 반영한 UQR 모형에 배우자 더미를 추가로 통제된 결과임. 강건표준오차(robust standard error)는 () 안에 표기함(***) 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준).

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 사용하여 저자 작성.

평균적으로 배우자의 유무는 여성의 출산 후 임금 하락에 큰 영향을 주지 않았다(표 2-3 참조). 하지만 이를 임금 분포상에서 분석해 보면 배우자의 유무를 통제할 때 저임금 여성들의 모성 임금 격차 폭이 줄어들었다. 하위 5% 임금수준에서 배우자 유무를 통제할 때 모성 불이익이 4.8%포인트 줄고, 하위 25% 임금수준에서 3.6%포인트 줄어든다. 배우자 유무가 자녀 유무와 정의 상관관계를 갖는다고 가정할 때, 저임금 여성에게서 결혼은 임금을 하락시키는 요인이 됨을 의미한다. 즉, 결혼 더미를 포함시키지 않았을 때 부의 편익(negative bias)가 나타나고 이는 결혼과 여성의 임금이 부의 상관관계를 가짐을 의미한다.

이와 반대로, 기본 모형에서 나타난 고임금 여성들의 출산 프리미엄(motherhood premium or motherhood bonus)은 배우자 유무를 통제하였을 때 그 크기가 절반 이상 줄어들고 심지어 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 고임금 여성들에게 보이는 출산 프리미엄(motherhood premium)은 배우자의 가정 내 조력과 같은 결혼 프리미엄(marriage premium)에 상당 부분 기인한 것으로 보인다. 배우자가 여성의 임금수준에 미치는 영향이 저임금 여성과 고임금 여성에게서 반대로 나타나기 때문에 평균적으로 보았을 때 배우자 유무가 여성의 임금수준에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었음을 알 수 있다. 한편, 남성은 모든 임금수준에서 배우자 더미를 포함하지 않을 때 정의 편익이 발생하고, 이는 임금수준과 상관없이 결혼이 남성의 임금과 정의 상관관계를 가짐을 의미한다.

결혼은 저임금 여성의 임금과 부의 상관관계를 가지고, 고임금 여성의 임금과 정의 상관관계를 가진다. 저임금 여성은 가사 및 양육 시간에 대한 기회비용이 고임금 여성보다 적기 때문에 결혼 후 더 많은 양의 가사 노동을 할 가능성이 높다. 반면, 고임금 여성일수록 가사에 할애하는 시간의 기회비용이 클 것이므로 배우자의 조력이 더 적극적일 수 있고, 가사와 양육에 필요한 외부 서비스를 보다 많이 활용할 수 있을 것이다. 이러한 인과적 해석 외에도 저임금 여성에게서 결혼에 부의 편익(negative selection)(임금에 부정적인 영향을 줄 수 있는 비관측 요인이 결혼한 여성에게서 높게 나타나는 편익)가 존재하고, 고임금 여성 중에서도 노동

시장 성과가 좋은 여성이 배우자를 만날 가능성이 높아지는 유인이 있을 수도 있다(positive selection). 하지만 모든 추정식에 개인 고정효과가 반영되어 있으므로 선택편의로 인한 결과일 가능성은 크지 않다.

남성의 경우 자녀가 있는 남성의 임금수준이 자녀가 없는 남성에 비해 평균 6.2% 높았지만 저임금 남성의 경우 이러한 부성 프리미엄(fatherhood premium or fatherhood bonus)이 나타나지 않았다. 남성의 임금 분포에서 하위 5%($q=5$)에 해당하는 남성들은 자녀를 출산한 경우 임금이 6.5% 더 낮았고, 배우자 유무를 통제한 뒤에도 8.0% 낮은 임금수준을 보였다. 하지만 중위 임금수준($q=50$) 이상에서는 자녀가 있을 때 남성들의 임금이 8% 이상 더 높게 나타났다. 이는 평균적인 부성 프리미엄보다 더 높은 수치이다.

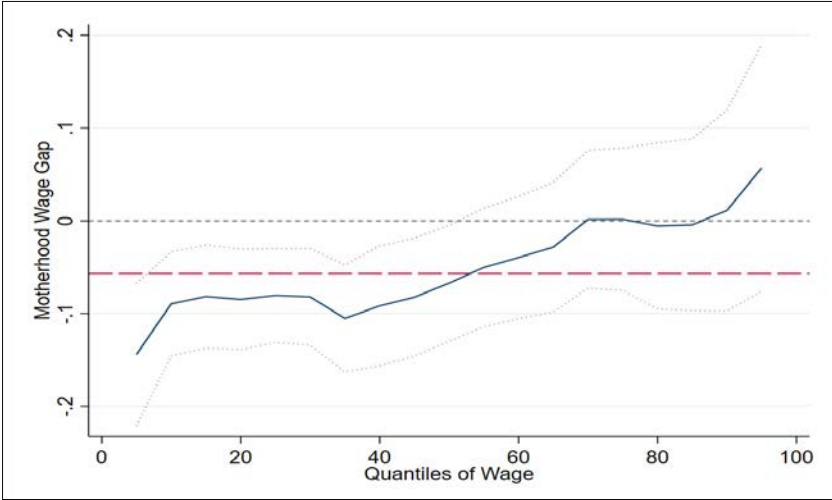
앞서 평균 고정효과모형에서 언급했듯 부성 프리미엄의 상당 부분은 배우자의 영향으로 설명된다. 특히 중위 임금수준에서 배우자 유무를 통제하였을 때 부성 프리미엄은 50% 감소한다. 부성 프리미엄 중 배우자 영향력이 설명하는 부분은 고임금 남성에게서 크게 감소한다. 배우자 유무를 통제한 뒤에도 임금수준이 상위 25%, 상위 5%에 해당하는 남성들은 자녀가 있는 경우 자녀가 없는 남성에 비해 각각 13.5%, 7.7% 더 높은 임금을 받는다.

저임금에서 고임금으로 갈수록 자녀가 있는 여성 및 남성의 상대임금이 증가하고, 저임금 구간에서는 남성과 여성 모두 자녀가 있을 때 임금이 감소한다는 위의 결과는 시간당 임금이 아닌 월소득으로 모성 임금 격차와 부성 임금 격차의 분포를 추정한 함선유(2020)의 결과에서도 관찰되는 현상이다.

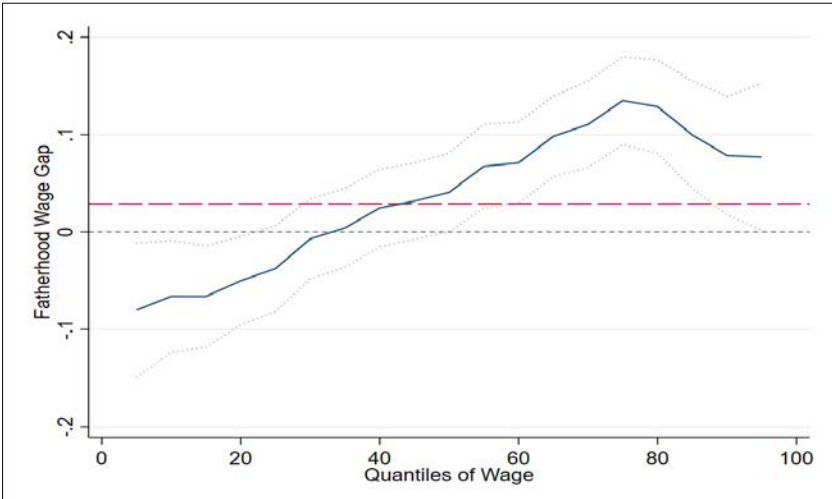
[그림 2-1]과 [그림 2-2]는 무조건부 분위회귀분석(UQR)으로 추정된 출산이 남녀 임금에 미치는 영향을 5분위부터 95분위까지 5분위 단위로 추정된 결과이다. 추정된 결과는 개인 고정효과, 시간 고정효과, 배우자 더미를 포함한 결과이다. 회색 점선은 95% 신뢰구간을 나타낸다. 빨간 점선은 고정효과모형으로 추정된 평균 임금 격차이다. 여성의 경우 평균 임금 격차는 -0.057, 남성은 0.029이다.

24 임금수준별 모성 임금 격차 분석

[그림 2-1] 모성 임금 격차의 분포



[그림 2-2] 부성 임금 격차의 분포



주: [그림 2-1] [그림 2-2]는 각각 모성 임금 격차와 부성 임금 격차의 분포를 보여줌. 추정치가 음수인 경우 자녀가 있는 여성(남성)이 자녀가 없는 여성(남성)보다 더 낮은 시간당 임금을 받는다는 것을 의미함. 위 그래프는 개인 고정효과, 시간 고정효과, 배우자 더미가 포함된 결과임. 빨간 점선은 고정효과모형으로 추정한 평균 임금 격차로 그 값은 여성의 경우 -0.057, 남성의 경우 0.029임.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 사용하여 저자 작성.

[그림 2-1]에 따르면 출산으로 인한 임금 감소는 저임금 여성에게서 크게 나타나고 고임금으로 갈수록 임금 감소분이 줄어든다. 고임금 여성들 사이에서는 오히려 자녀가 있는 여성이 더 많은 임금을 받는 현상이 나타난다. 출산으로 인한 여성의 임금 변동은 임금수준에 따라 20%포인트 이상 차이를 보인다. 남성의 경우 저임금 남성은 출산으로 임금이 최대 8% 이상 떨어지는 모습을 보이지만 임금수준이 높아질수록 양의 임금 격차(fatherhood premium)가 관찰되며, 이는 남성의 임금수준이 높아짐에 따라 점점 커진다. 다만 80분위부터 남성 프리미엄이 감소하는 모습을 보인다.

제4절 자녀 수에 따른 모성 임금 격차

1. 자녀 수에 따른 모성 임금 격차 분포

모성 임금 격차가 자녀 수에 따라 어떻게 달라지는지 보기 위해 기본 추정식에 자녀 수와 자녀 유무 교차항을 포함하여 추정한다.

$$\ln(\text{wage}) = \beta_0 + \beta_1(m^*ch1) + \beta_2(m^*ch2) + \beta_3(m^*ch3) + \beta_4X + \mu_i + \phi_y + \varepsilon \quad (2.4)$$

ch1은 자녀가 1명인 경우를 나타내는 더미변수, ch2는 자녀가 2명인 경우, ch3은 자녀가 3명 이상인 경우를 나타내는 더미변수이다. m은 자녀 유무를 나타내는 더미변수이다. X는 다른 통제변수로 나이, 나이 제곱, 교육 수준, 배우자 유무를 포함한다. μ_i 와 ϕ_y 는 각각 개인, 시간 고정 효과를 나타낸다. 위 식은 무조건부 분위회귀분석(UQR)을 사용하여 임금수준에 따라 추정되며 복잡한 표기를 피하기 위해 quantile 하첨자를 생략하였다. β_1 , β_2 , β_3 는 자녀 수에 따른 모성 임금 격차를 의미하고 이때 비교 대상은 자녀가 없는 상태의 임금이다. β_1 , β_2 , β_3 는 같은 비교 대상을 가지므로 서로 비교 가능하다.

<표 2-4>는 자녀 수별 모성 임금 격차를 평균과 각 분위에서 추정된 결과이다. 우선, 평균 모성 임금 격차를 보면, 자녀가 많아질수록 모성 임금 격차가 커진다. 자녀가 1명일 때 자녀가 없는 상태보다 4.1% 낮은 시간당 임금을 받는다. 자녀가 2명일 때 이 격차는 10.3%로 2배 이상 증가한다. 자녀가 3명 이상일 때는 자녀가 없는 상태일 때보다 16.5% 낮은 임금을 받는다.

이를 임금 분포에 따라 살펴보아도 50분위까지는 자녀 수 증가가 음의 모성 임금 격차(모성 불이익)를 증가시킨다. 그리고 자녀 수에 상관없이 음의 모성 임금 격차는 임금수준이 증가할수록 감소한다. 자녀가 1명일 때 자녀가 없는 상태와 비교하여 5분위 값이 11.2% 하락하고, 자녀가 2명일 때는 25.3%, 자녀가 3명 이상일 때는 42.7% 하락한다. 25분위에서는 음의 모성 임금 격차가 크게 감소하지만 여전히 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 더 적은 임금을 받는다.

50분위 이상에서 자녀가 1명인 경우 음의 모성 임금 격차는 통계적으로 유의하지 않다. 자녀가 2명 이상인 경우 75-quantile 이상에서 음의 모성 임금 격차가 나타나지 않는다. 한 가지 흥미로운 사실은 저임금 구간에서는 자녀의 수가 여성의 임금에 부정적인 영향을 미쳤으나 상위 5%에 해당하는 초고임금수준에서는 자녀가 2명 있는 여성이 자녀가 1명 있는 여성보다 더 높은 임금 프리미엄을 가진다는 것이다. 자녀가 2명 있는 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 95분위 값이 15.3% 더 높다.

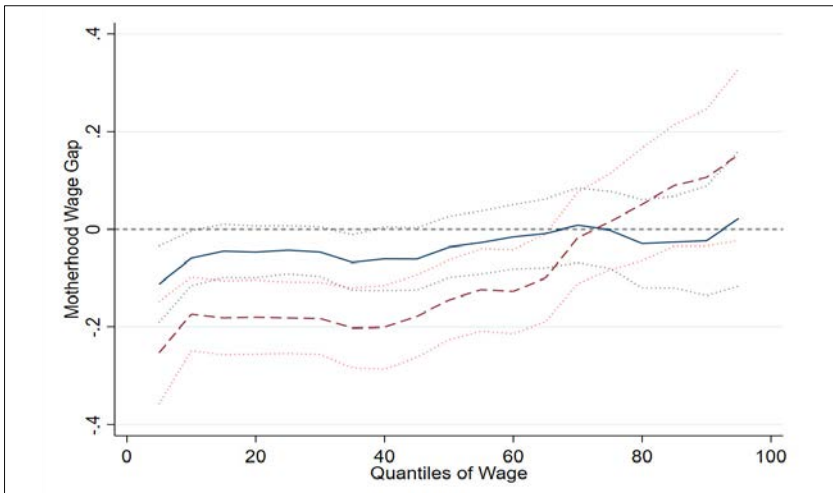
[그림 2-3]은 자녀가 1명일 때와 2명일 때 모성 임금 격차의 분포를 5분위 단위로 나타낸 그래프이다. 파란 실선은 자녀가 1명일 때, 빨간 점선은 자녀가 2명일 때 자녀가 없는 상태와 비교한 모성 임금 격차를 나타낸다. 점선은 95% 신뢰구간을 나타낸다. 80분위 아래에서 자녀의 수는 모의 임금에 부정적인 영향을 미친다. 하지만 초고임금 구간에서는 오히려 자녀가 2명일 때의 임금이 자녀가 없거나 1명일 때보다 더 높다.

〈표 2-4〉 자녀 수별 모성 임금 격차의 분포

	자녀 1명	자녀 2명	자녀 3명
평균	-0.041** (0.018)	-0.103*** (0.024)	-0.165*** (0.043)
q=5	-0.112*** (0.040)	-0.253*** (0.053)	-0.427*** (0.109)
q=25	-0.042* (0.025)	-0.181*** (0.037)	-0.168** (0.077)
q=50	-0.036 (0.032)	-0.145*** (0.042)	-0.181** (0.079)
q=75	-0.001 (0.040)	0.015 (0.050)	-0.138 (0.093)
q=95	0.022 (0.071)	0.153* (0.090)	0.124 (0.170)
N	22,398	22,398	22,398

주: 고정효과모형은 평균 모성 임금 격차를 의미함. 모든 결과는 개인 고정효과와 시간 고정효과를 포함한 결과임. 통제변수는 나이, 나이 제곱, 교육 수준, 배우자 유무임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 차이임을 나타냄. 자료: 『한국노동패널』 1~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

(그림 2-3) 자녀 수에 따른 모성 임금 격차 분포



주: 파란 실선은 자녀가 1명인 경우, 빨간 점선은 자녀가 2명인 경우 자녀가 없는 상태와 비교한 모성 임금 격차임. 자료: 『한국노동패널』 1~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

2. 자녀 수에 따른 모성 임금 격차의 분포와 출산 결정

통계청 「2019 인구동향조사」의 출생·사망통계 잠정결과에 따르면 우리나라 가임여성 1명당 합계 출산율은 2010~2015년 사이 1.19~1.30명 수준이었으나 2015년 이후 지속적으로 감소하여 2018년 0.98명, 2019년 0.92명 수준이 되었다. 동 보고서의 출산 순위별 출생아 수의 변화를 살펴보면 2019년 첫째 아이 수는 2018년 대비 4.6% 감소, 둘째 아이 수는 9.3% 감소, 셋째 아이 이상의 수는 8.9% 감소하였다. 전체 출산율 감소와 두드러진 둘째 아이 이상의 출생아 수 감소는 자녀 양육의 기회비용과 관련이 있을 수 있다.

자녀 출생에 따른 비용은 직접 비용과 간접 비용으로 구성된다. 이 중 간접 비용은 자녀 양육의 노동시장 기회비용을 의미하는데, 자녀를 양육하기 위해 부모가 노동시장에서 포기해야 하는 노동시간이나 노동시간당 임금이 자녀 양육의 노동시장 기회비용이다. 음의 모성 임금 격차가 크다는 것은 자녀로 인한 여성의 노동시장 기회비용이 크다는 것을 의미한다. 저임금 구간에서 첫째 자녀로 인한 음의 모성 임금 격차보다 둘째 자녀로 인한 음의 모성 임금 격차가 더 크게 나타난다. 이는 둘째 자녀로 인한 노동시장 기회비용이 특히 저임금, 중간임금 여성에게서 크게 나타남을 의미한다. 둘째 자녀가 여성의 임금에 미치는 부정적 영향이 큰 저임금, 중간임금의 여성들은 둘째 자녀를 기피할 유인이 크다. 둘째 자녀를 가졌을 때 노동시장에서 여성이 지불하는 기회비용이 크기 때문이다.

한 가지 흥미로운 사실은 둘째 자녀를 가진 여성의 임금수준이 그렇지 않은 여성보다 임금 분포 상위 20% 이상에서는 더 높다는 사실이다.³⁾ 이 결과는 [그림 2-1]에 나타나는 고임금 구간의 양의 모성 임금 격차(모성 프리미엄)가 한 자녀를 가진 여성이 아닌 두 자녀 이상을 가진 여성에게서 왔다는 것을 의미한다. 자녀 양육은 여성의 노동시장 기회비용을 유발한다는 점에서 양의 모성 임금 격차는 자녀가 여성의 임금에 긍정적

3) 고임금 구간에서 특히 아이를 둘 이상 가진 여성의 임금수준이 한 자녀 여성 및 무자녀 여성보다 더 높은 현상은 미국의 최근 데이터에서도 관찰되는 현상이다 (Kwak, 2020).

인 영향을 준 것이 아니라 선택편의(positive selection)에 의한 결과일 가능성이 높다. 즉, 자녀를 둘 이상 가진 고임금 여성들은 출산 후 자녀로 인해 경력의 손실을 경험하지 않으며 임금 상승률이 큰 직업을 가질 확률이 높다는 것을 뜻한다.

고임금 여성에게서 관찰되는 출산과 임금의 정의 상관관계는 과거의 추세와 상반된 사실이라는 점에서 흥미로운 결과이다. 전통 경제학에서 여성의 임금과 출산은 부의 상관관계를 가진다고 이해되었다. 노동시장에서 높은 임금을 받는 여성은 시간의 기회비용이 크고 출산과 양육의 기회비용 또한 크기 때문이다. 따라서 자녀를 가진 여성은 그렇지 않은 여성과 비교하여 노동시장 성과 측면에서는 부의 선택편의(negative selection: 노동시장에서 평가되는 생산성이 높을수록 자녀를 가질 확률이 낮음)가 관찰되었다. 고임금 여성 사이에서 관찰되는 출산과 임금의 정의 상관관계는 정의 선택편의(positive selection: 노동시장에서 평가되는 생산성이 높을수록 자녀를 가질 확률이 높음)를 의미하고 이는 과거의 추세와 상반되는 현상이다.

제5절 이질적 모성 임금 격차의 원인과 의미

본 장에서는 『한국노동패널』을 이용하여 평균 모성 임금 격차와 모성 임금 격차의 분포를 추정하였다. 모성 임금 격차 추정 시 시간 고정효과와 개인 고정효과를 모두 포함하여 내생성 문제를 최소화하였다. 본 장에서 제시한 결과를 통해 평균적으로 노동시장에서 관찰되는 모성 불이익(motherhood penalty)이 어디에서 비롯된 것인지, 배우자의 역할이 모성 임금 격차에 어떠한 영향을 미치는지 알 수 있다.

평균적으로 여성은 자녀가 있을 때 자녀가 없는 상태일 때보다 5.7% 낮은 시간당 임금을 받는다. 이를 여성의 임금 분포에 따라 추정해 보면 고임금 여성에 비해 저임금 여성이 더 큰 음의 모성 임금 격차(모성 불이익)를 보인다. 임금수준 하위 25%에서 자녀가 있을 때 여성의 임금은

8% 줄어들고 중위 임금에서 6.7% 줄어든다. 음의 모성 임금 격차(모성 불이익)는 상위 25% 이상의 임금을 받는 여성에게서는 나타나지 않는다. 통계적으로 유의미하지는 않지만 상위 5%의 임금을 받는 여성은 자녀가 있는 상태일 때 오히려 임금이 더 높아지는 모성 프리미엄을 보인다. 이를 통해 알 수 있는 사실은 평균적으로 노동시장에서 관찰되는 모성 불이익은 모든 임금수준의 여성에게서 비롯된 것이 아니라 저임금 여성에게서 크게 관찰되는 현상이라는 점이다.

남성은 자녀가 있을 때 임금이 더 높은 부성 프리미엄을 경험한다. 한국 남성의 부성 프리미엄은 상당 부분 배우자에 의해 설명된다. 고정효과모형을 통해 추정된 부성 프리미엄은 6.2%이고, 이때 배우자 더미를 포함하면 부성 프리미엄은 2.9%로 감소한다. 즉, 자녀가 있는 남성의 경우 배우자의 역할이 부성 프리미엄의 절반 이상을 설명한다. 하지만 여성의 경우 배우자 유무를 통제하였을 때와 통제하지 않았을 때 평균 모성 페널티(motherhood penalty)가 크게 감소하지 않는다.

배우자가 모성 임금 격차에 미치는 영향은 저임금과 고임금 구간에서 각각 다르게 나타난다. 중위 임금 미만의 여성들에게 배우자는 임금을 하락시키는 요인이지만 고임금 여성들에게서는 결혼 프리미엄이 관찰된다. 저임금 여성과 고임금 여성의 임금에 배우자가 미치는 영향이 서로 상반되기 때문에 평균적으로 배우자 유무가 모성의 임금에 미치는 영향력이 미미한 것으로 추정된 것이다. 과거에 비해 가정 내 남성의 역할이 커졌다고 하지만 저임금 구간의 여성 근로자는 여전히 가사와 육아의 상당 부분을 담당하고 있을 가능성이 크다.

고임금 여성과 비교할 때 저임금 여성에게서 더 큰 모성 임금 격차가 나타나는 이유로 자녀 양육 비용의 증가와 자녀 양육 시간의 대체 용이성을 들 수 있다. 한국의 사교육 비용은 다른 나라들에 비해 높은 편이다. 교육비의 증가는 자녀 양육 비용의 증가 원인이 될 수 있다. 동시에 자녀 양육과 교육을 위한 서비스는 과거에 비해 크게 확대되고 있다. 즉, 양육과 교육 시장은 커지고 있고 이에 따라 집에서 부모가 양육하는 시간을 시장에서 용이하게 대체할 수 있으나, 이는 자녀 양육에 대한 비용을 증가시키는 요인이 되기도 한다.

고임금 구간의 여성은 자녀 양육 시간을 저임금 구간 여성들에 비해 손쉽게 대체할 수 있다. 자녀 양육을 위해 지출하는 단위 비용이 여성이 노동시장에서 벌 수 있는 단위 임금과 같아지는 지점에서 자녀 양육을 시장에 위탁할 수 있다고 할 때(이 지점이 경제학적으로 최적의 상태이므로) 고임금 여성은 자녀 양육의 많은 부분을 시장에 위탁하게 될 것이지만 저임금 여성의 경우 자녀 양육의 상당 부분을 본인이 감당하게 될 것이다. 이는 노동시장에서의 생산성 및 가치 하락으로 나타나고, 모성 패널티를 유발하며 심화시키는 요인이 된다.

고임금 구간 여성에게만 나타나는 출산 프리미엄과 결혼 프리미엄은 결혼과 출산에 불평등이 커질 수 있음을 암시한다. 2019년 한국 여성의 경제활동참가율은 53.5% 수준으로 2010년 이후 여성 경제활동참가율은 꾸준히 증가하여 왔다(통계청, 『경제활동인구조사』). 그리고 여성의 첫째 자녀 출산 연령은 2009년 29.8세에서 2019년 32.2세로 계속하여 증가하였다. 여성의 교육 수준 상승과 경제활동 욕구의 증대는 결혼, 출산 결정과 충돌한다. 출산과 경제활동 모두 여성의 시간을 필요로 하기 때문이다. 고임금 여성 중에서도 출산 후 경력에 영향이 없을 여성들이 자녀를 낳고, 저임금 여성 중 자녀가 있는 여성은 노동시장에서의 생산성을 일부 포기해야 하는 사실은 출산 선택이 여성의 임금수준에 영향을 받을 수 있음을 의미한다. 이는 자녀가 있는 여성 사이의 불평등과 자녀 세대의 불평등을 증가시킬 수 있다는 점에서 중요하게 인식해야 할 사회문제이다.

제 3 장

노동시장 특성에 따른 모성 임금 격차 분포

제1절 서론

제2장에서 모성 임금 격차의 분포를 추정하고 그 함의에 대하여 논의하였다. 제2장에서 노동시장 내 관찰되는 전반적인 모성 임금 격차의 분포를 분석하였다면 제3장에서는 이를 세분화하여 분석한다. 제3장에서 답하고자 하는 연구 질문은 노동시장 특성에 따라 모성 임금 격차가 달라지는지, 이 영향이 여성의 임금수준별로 이질적인지 살펴보는 것이다. 본 장에서 고려할 노동시장 특성은 상용직 여부, 근로시간, 출산 전 경력, 첫 출산 후 이직 여부이다. 위 요인들에 따라 모성 임금 격차의 분포가 어떻게 달라지는지 살펴보고 제2장에서 보인 임금수준별 이질적 모성 임금 격차의 원인을 탐색한다. 본 장에서 사용할 분석 표본과 기본 모형은 제2장의 내용과 같다.

제2절 종사상지위에 따른 모성 임금 격차

모성 임금 격차가 종사상지위에 따라 어떻게 달라지는지 보기 위해 기본 추정식에 상용직과 자녀 유무 교차항을 포함하여 개인 고정효과를 통

제한 무조건부 분위회귀분석(UQR) 모형으로 추정한다.⁴⁾

$$\ln(wage) = \beta_0 + \beta_1(m*r) + \beta_2(m*t) + \beta_3a + \beta_4a^2 + \beta_5edu + \mu_i + \phi_y + \varepsilon \quad (3.1)$$

r(regular job)은 상용직 임금근로자 더미를 나타내고 t(temporary job)는 임시 및 일용 근로자 더미를 나타낸다. 모든 추정식은 시간 및 개인 고정효과를 포함한다. β_1 은 자녀가 있는 상용직 여성과 자녀가 없는 여성의 임금 격차를 나타내고, β_2 는 자녀가 있는 임시일용직 여성과 자녀가 없는 여성의 임금 격차를 나타낸다. 종사상지위는 시간에 따라 고정된 요인이 아니다. 분석 표본에서 한 여성의 종사상지위가 시간에 따라 변하였다면 이 여성이 상용직 상태일 때의 모성 임금 격차는 β_1 에, 임시일용직 상태일 때의 모성 임금 격차는 β_2 에 반영될 것이다⁵⁾. 두 상황 모두 이 여성의 개인 고정효과는 통제된 상태이다.

비교 집단은 자녀가 없는 상태이므로 β_1 과 β_2 는 서로 비교 가능하다. 교차항 대신 종사상지위에 따른 부표본을 구성하여 모성 임금 격차를 추정할 수도 있겠으나 부표본을 사용할 경우 분석 결과의 의미가 달라진다. 부표본을 사용하여 추정하면 상용직이며 자녀가 있는 여성의 임금과 상용직이며 자녀가 없는 여성의 임금 격차, 임시일용직이며 자녀가 있는 여성의 임금과 임시일용직이며 자녀가 없는 여성의 임금 격차를 각각 추정하게 된다. 이 경우 종사상지위에 따른 두 임금 분포가 달라지고, 종사상지위가 모성 임금 격차에 미치는 영향을 비교할 수 없다. 또한, 표본수의 제약도 부표본을 구성할 때 어려움으로 작용한다. 표기의 단순화를 위해 임금 분위(quantile)를 나타내는 하첨자는 생략하였다.

<표 3-1>의 첫 행에 제시된 결과는 고정효과모형을 이용하여 추정한 평균 모성 임금 격차이다. 상용직 표준오차 아래 *, **, ***는 각각 10%,

4) 정규직과 비정규직으로 나누어 추정을 하여도 비슷한 결과를 보인다.

5) 한국 노동시장의 경직성을 생각할 때 종사상지위가 빈번하게 바뀌는 경우는 드물 것으로 생각된다.

〈표 3-1〉 종사상지위에 따른 모성 임금 격차 분포

	기본		배우자 통제	
	상용직	임시일용직	상용직	임시일용직
평균	-0.029* (0.016) ***	-0.190*** (0.024)	-0.035** (0.017) ***	-0.196*** (0.025)
q=5	-0.144*** (0.035) ***	-0.505*** (0.072)	-0.095** (0.038) ***	-0.457*** (0.072)
q=25	-0.094*** (0.025) ***	-0.271*** (0.037)	-0.058** (0.026) ***	-0.235*** (0.038)
q=50	-0.041 (0.031) ***	-0.129*** (0.038)	-0.056* (0.032) ***	-0.144*** (0.038)
q=75	0.061* (0.036) ***	-0.002 (0.040)	0.010 (0.039) ***	-0.053 (0.043)
q=95	0.120* (0.065)	0.105 (0.072)	0.059 (0.068)	0.045 (0.075)
N	22,553	22,553	22,549	22,549

주: <표 3-1>은 상용직 여성과 임시일용직 여성의 모성 임금 격차가 임금수준에 따라 어떻게 다른지 나타냄. 제시된 결과 모두 개인 및 연도 고정효과를 반영하여 추정하였고, 마지막 두 열의 결과는 배우자 효과까지 고려한 결과임. 첫 행은 고정효과모형을 사용한 평균 임금 격차이고 그 아래는 임금수준에 따른 격차를 나타냄. 추정에 사용된 표본 중 상용직 여성 근로자의 비중은 78%임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타내며, 상용직 표준오차 아래 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 상용직 추정계수와 임시일용직 추정계수의 차이가 유의미한지 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

5%, 1% 수준에서 상용직 추정계수와 임시일용직 추정계수의 차이가 유의미한지 나타낸다. 상용직 여성은 자녀가 있을 때 2.9% 낮은 임금을 받고, 임시일용직 여성은 19% 낮은 임금을 받는다. 배우자 유무를 통제하였을 때 상용직 여성의 모성 임금 격차는 3.5%, 임시일용직 여성은 19.6%로 증가하여 종사상지위에 상관없이 평균 모성 불이익(motherhood penalty)

은 배우자를 통제하였을 때 조금 더 크게 나타난다. 배우자 통제 여부와 상관없이 상용직 근로자와 임시일용직 근로자의 평균 모성 임금 격차의 차이는 통계적으로 유의미하다.

임금수준에 따른 결과를 살펴보면 상용직과 임시일용직 모두 모성 불이익은 저임금 여성에게서 크게 나타나고, 임시일용직 여성이 상용직 여성보다 자녀 출산 후 더 큰 임금 하락을 경험한다. 상용직과 임시일용직 모두 중위 임금 미만의 여성들은 배우자와 함께 살고 있을 때 임금이 더 작게 하락한다. 이는 배우자와 함께 생활하는 것이 여성의 임금을 하락 시킴을 의미한다. 중위 임금 이상에서는 배우자 유무를 통제할 때 임금 하락이 더 크게 나타나는데, 이는 배우자 유무가 고임금 여성의 임금과 정의 상관관계를 갖는다는 제2장의 결과와 동일하다.

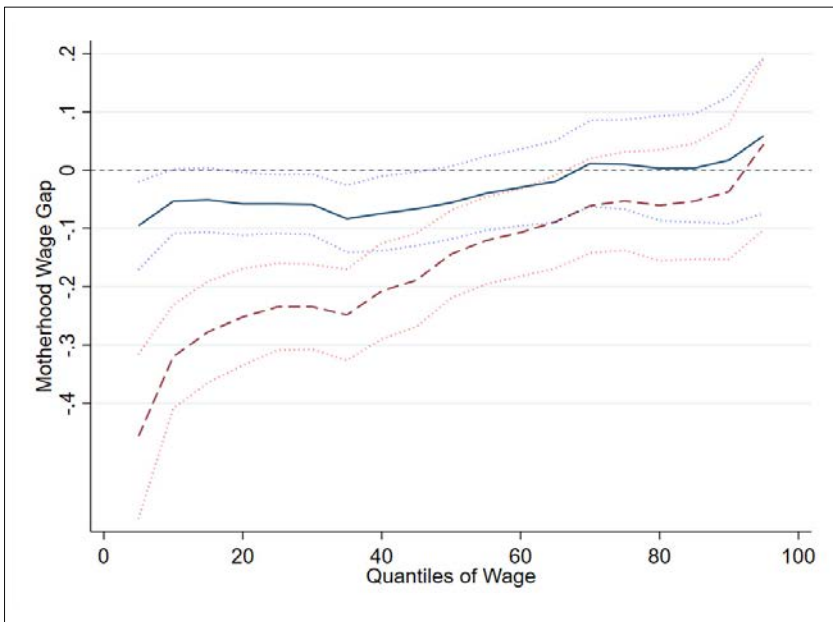
배우자 유무를 통제한 모형에서 하위 5%의 임금을 받는 여성은 자녀 출산 후 높은 수준의 임금 하락을 경험한다. 이는 임시일용직 여성에게서 특히 크게 나타난다. 상용직 여성은 출산 후 9.5%, 임시일용직 여성은 45.7%의 임금 하락을 경험한다. 하위 25% 임금수준에서 상용직이며 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성보다 5.8%, 임시일용직의 경우 23.5% 더 낮은 임금을 받는다. 중위 임금에서 상용직 여성의 모성 임금 격차는 5.6%로 크게 줄어들지만 임시일용직 여성의 경우 여전히 14.4%의 큰 임금 격차를 보인다. 상용직과 임시일용직 모두 상위 25% 이상에서는 통계적으로 유의미한 임금 격차가 나타나지 않으며 상위 5%에서는 종사상 지위에 관계없이 5~6% 수준의 모성 프리미엄이 나타난다. 상용직 근로자와 임시일용직 근로자의 모성 임금 격차의 차이는 75분위 임금수준 이하에서 유의미하고, 95분위에서 두 계수 차이는 통계적으로 유의미하지 않다.

[그림 3-1]은 종사상지위에 따른 모성 임금 격차 분포의 차이를 더 명확히 보여준다. [그림 3-1]은 식 (3.1)에 배우자 더미를 포함하여 5분위 단위로 하위 5%부터 상위 5%까지 모성 임금 격차를 추정된 결과이다. 파란 실선은 상용직이며 자녀가 있는 여성과 자녀가 없는 여성 사이의 임금 격차, 빨간 점선은 임시일용직이며 자녀가 있는 여성과 자녀가 없는 여성 사이의 임금 격차를 나타낸다. 함께 표시된 점선은 각 추정치의

95% 신뢰구간이다.

상용직과 임시일용직 여성 모두 임금수준이 낮을수록 모성 임금 격차가 크고 저임금 여성에게서 임시일용직 모성 임금 격차가 특히 크게 나타난다. 임금수준이 중위 임금 미만이고 자녀가 있는 상용직 여성은 자녀가 없는 여성보다 약 5~10% 적은 임금을 받고, 같은 임금수준에서 자녀가 있는 비상용직 여성은 19~46% 낮은 임금을 받는다. 상용직 여성은 중위 임금부터, 비상용직 여성은 70분위 임금부터 95% 유의수준에서 유의미한 임금 격차가 나타나지 않는다. 저임금 여성은 종사상지위에 따라 자녀로 인한 임금 손실의 차이가 크고, 고임금 여성일수록 자녀가 임금에 미치는 영향이 종사상지위의 영향을 덜 받는다.

[그림 3-1] 종사상지위에 따른 모성 임금 격차 분포



주: [그림 3-1]은 모성 임금 격차의 분포를 자녀가 있는 여성의 종사상지위에 따라 추정된 것임. 파란 실선은 상용직 여성, 빨간 점선은 임시일용직 여성이 자녀로 인해 직면하는 임금 하락분이며, 함께 표시된 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

제3절 근로시간에 따른 모성 임금 격차

근로시간은 시간당 임금과 관련이 있지만 근로시간의 증가가 시간당 임금의 감소나 증가를 일률적으로 결정하는 요인은 아니다. 예컨대, Goldin(2014)은 법, 경영 분야의 고임금 직종은 근로시간이 증가할 때 시간당 임금이 증가하는 비선형적 임금구조를 보인다고 설명한다. 이들 직종은 다른 사람과의 협업이나 네트워크가 중요한 직종이기 때문에 더 높은 시장 가치의 일을 하는 경우 근로시간 증가가 불가피하고 이러한 업무는 시간당 단위 임금을 증가시킨다. 예를 들어, 간단한 개인 사건의 상담만 하는 변호사와 중요한 계약 건을 다루는 변호사는 근무시간과 시간당 임금 모두에서 차이가 날 것이다. 반대로, 근로시간 증가는 적은 시간당 임금과 관련이 있을 수 있다. 시간당 임금이 낮은 근로자의 경우 전체 소득을 증가시키기 위하여 부업이나 근무시간 외 근로를 할 수 있기 때문이다.

본 절에서는 근로시간이 긴 상태일 때 모성 임금 격차가 더 크게 나타나는지 혹은 더 작게 나타나는지 추정한다. 근로시간은 주당 근로시간 40시간을 기준으로 1주일 평균 근로시간이 40시간 이상인 경우와 40시간 미만인 경우를 더미변수로 만들고, 자녀 유무를 나타내는 더미변수와 교차항을 만들어 추정식에 포함하였다.

$$\ln(wage) = \beta_0 + \beta_1(m^*l) + \beta_2(m^*s) + \beta_3a + \beta_4a^2 + \beta_5edu + \mu_i + \phi_y + \varepsilon \quad (3.2)$$

1은 주당 근로시간이 40시간 이상인 경우, s는 주당 근로시간인 40시간 미만인 경우를 나타낸다. 이때 비교 그룹은 자녀가 없는 여성이므로 β_1 과 β_2 는 서로 비교 가능하다. 분석표본에서 주당 근로시간이 40시간을 초과하는 여성은 46%이다. 주당 근로시간 40시간을 초과하는 비율은 자

녀가 있는 여성 사이에서 45%, 자녀가 없는 여성은 47%이다. 모든 추정
은 개인 및 시간 고정효과를 포함한다. 앞 절과 마찬가지로 근로시간 더
미는 조사 시점에 따라 변할 수 있다.

추정결과는 <표 3-2>에 제시되어 있다. 40시간 초과를 나타내는 열의
표준오차 아래 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 40시간 초과
추정계수와 40시간 이하 추정계수의 차이가 유의미한지 나타낸다. 평균
모성 임금 격차를 살펴보면 근로시간이 40시간을 초과하는 경우는 40시
간 이하의 경우보다 더 큰 모성 불이익을 경험한다. 주당 근로시간이 40
시간을 초과하는 유자녀 여성은 자녀가 없는 상태보다 20.3% 낮은 임
금을 받지만 주당 근로시간이 40시간 이하인 유자녀 여성은 자녀가 없는
상태와 유의미한 임금 격차를 보이지 않는다. 배우자 유무를 통제하여도
결과는 비슷하여 근로시간에 따른 배우자의 역할 차이는 없는 것으로 보
인다. 근로시간에 따른 두 추정계수의 차이는 통계적으로 유의미하다.

이를 임금 분포별로 살펴보면, 우선 중위 임금 미만에서 배우자 통제
시 음의 모성 임금 격차(모성 불이익)가 작아진다. 하지만 중위 임금 이
상에서는 반대의 경향을 보인다. 중위 임금 미만의 저임금 구간에서 배
우자는 자녀가 있는 여성의 임금에 부정적인 영향을 주고 중위 임금 이
상의 구간에서 배우자는 자녀가 있는 여성의 임금을 높이는 역할을 한다
(결혼 프리미엄). 이 결과는 근로시간에 관계없이 동일하다.

모든 임금 분포에서 40시간 이상 근무하는 여성의 경우 음의 모성 임
금 격차가 10% 이상으로 매우 크다. 중위 임금까지도 40시간 이상 근로
하는 유자녀 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 20% 이상 낮은 시간당
임금을 받는다. 이러한 음의 격차는 상위 25% 임금수준에서 14%로 감소
하지만 상위 5% 임금수준에서 다시 19%로 증가한다. 하지만 주당 근로
시간이 40시간 미만인 여성의 경우 하위 5%를 제외하고 유의미한 모성
불이익(motherhood penalty)이 나타나지 않는다. 오히려 상위 25% 이
상에서는 임금 프리미엄이 관찰된다. 제2장의 전체 표본 결과(표 2-3, 그림
2-1 참조)에서 관찰되는 고임금 구간의 모성 프리미엄은 주당 근무시간
이 40시간을 넘지 않는 여성으로부터 비롯되었음을 알 수 있다. 상위
25% 임금에서 주당 근로시간이 40시간 미만인 유자녀 여성은 자녀가 없

는 상태일 때보다 7.2% 시간당 임금이 높고, 상위 5%에서는 18% 높다. 두 추정계수의 차이는 모든 임금수준에서 유의미하다.

〈표 3-2〉 근로시간에 따른 모성 임금 격차 분포

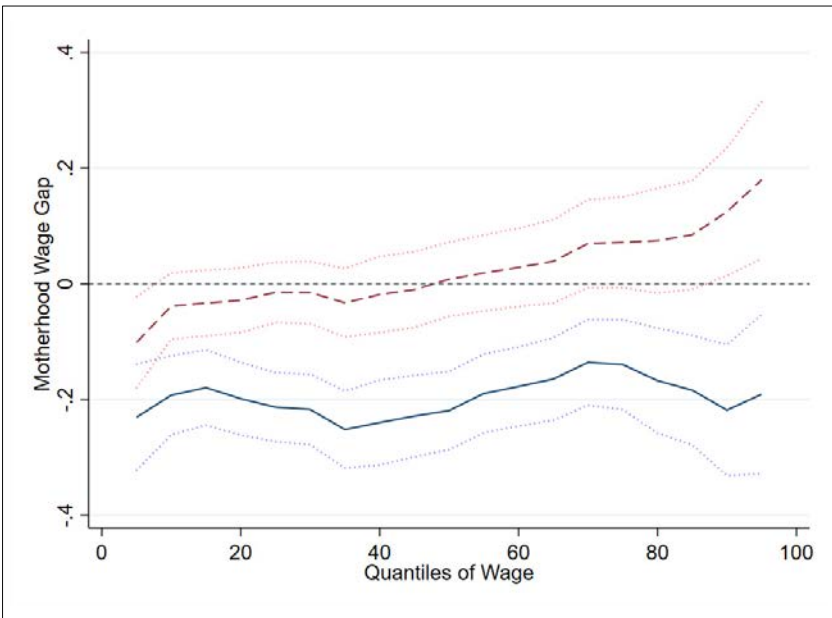
	기본		배우자 통제	
	40시간 이상	40시간 미만	40시간 이상	40시간 미만
평균	-0.203*** (0.019) ***	0.024 (0.018)	-0.209*** (0.019) ***	0.018 (0.019)
q=5	-0.279*** (0.044) ***	-0.150*** (0.037)	-0.231*** (0.047) ***	-0.101** (0.040)
q=25	-0.250*** (0.030) ***	-0.052** (0.025)	-0.213*** (0.030) ***	-0.015 (0.027)
q=50	-0.205*** (0.034) ***	0.022 (0.032)	-0.219*** (0.034) ***	0.008 (0.033)
q=75	-0.090** (0.037) ***	0.122*** (0.037)	-0.140*** (0.040) ***	0.072* (0.040)
q=95	-0.133* (0.068) ***	0.239*** (0.067)	-0.191*** (0.070) ***	0.180*** (0.069)
N	22,557		22,553	

주: <표 3-2>는 근로시간이 40시간을 초과하는 여성과 40시간 이하인 여성의 모성 임금 격차를 임금수준에 따라 제시함. 제시된 결과 모두 개인 및 연도 고정 효과를 반영하여 추정하였고, 마지막 두 열의 결과는 배우자 효과까지 고려한 결과임. 첫 행은 고정효과모형을 사용한 평균 임금 격차이고 그 아래는 임금수준에 따른 격차를 나타냄. 추정에 사용된 표본 중 주당 근로시간이 40시간 이상인 여성의 비율은 46%임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타내며, 40시간 이상 표준오차 아래 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 40시간 이상 추정계수와 40시간 미만 추정계수의 차이가 유의미한지 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

근로시간에 따른 모성 임금 격차의 분포를 더 명확히 보기 위하여 5분위부터 95분위까지 모성 임금 격차를 추정하고 결과를 [그림 3-2]에 제시하였다. 파란 실선은 주당 평균 근로시간이 40시간 이상인 여성이, 빨간 점선은 주당 평균 근로시간이 40시간 미만인 여성이 자녀가 없는 상태와 비교하여 직면하는 임금 격차이다. 주당 40시간 이상 근로하는 유자녀 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 모든 임금 구간에서 약 20% 낮은 수준의 시간당 임금을 받는다. 반면, 주당 평균 근로시간이 40시간 미만인 유자녀 여성의 모성 임금 격차는 저임금에서 고임금으로 갈수록 점차 개선되며 중위 임금 이상에서는 모성 프리미엄이 관찰된다.

[그림 3-2] 근로시간에 따른 모성 임금 격차 분포



주: [그림 3-2]는 모성 임금 격차의 분포를 자녀가 있는 여성의 근로시간에 따라 추정한 결과로, 파란 실선은 주당 평균 근로시간이 40시간 이상인 여성, 빨간 점선은 40시간 미만인 여성이 자녀로 인해 직면하는 임금 하락분임. 함께 표시된 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

제4절 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차

여성의 교육 기간이 길어지고 경제활동 수준이 높아짐에 따라 결혼과 출산 연령이 늦어지고 있다. 통계청에서 발표한 「2019 인구동향조사」 잠정결과에 따르면 자녀가 있는 여성의 첫째 자녀 출산 연령은 2009년 29.8세에서 2019년 32.2세로 첫 출산 연령이 2년 이상 미루어졌다. 35세 이상의 고령 산모 구성비 또한 2009년 15.4%였으나 점차 증가하여 2019년 현재 전체 산모 중 고령 산모 비중은 33.3%에 이른다. 여성의 첫 출산 시기는 출산 전 경력과 관련이 있다. 나이와 교육 수준이 통제되었을 때 첫 출산 연령이 높은 여성은 출산 전 긴 노동시장 경력을 가지고 있을 가능성이 크고 이는 모성 임금 격차에 영향을 미칠 수 있다.

앞선 방법과 마찬가지로 출산 연령을 나타내는 더미변수와 자녀 유무 교차항을 포함하여 모성 임금 격차를 추정한다. 출산 연령 더미는 만 30세를 기준으로 첫 출산이 만 30세 이상인 여성과 만 30세 미만인 여성으로 구분한다.⁶⁾ 추정에 사용된 표본 중 첫 출산 연령이 만 30세 이상인 경우는 18%이다. 모든 추정식은 나이, 나이 제곱, 교육수준, 시간 및 개인 고정효과를 포함한다.

<표 3-3>은 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차를 여성의 임금수준에 따라 추정한 결과이다. 우선 평균 모성 임금 격차를 살펴보면, 만 30세 이전에 자녀를 낳은 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 3.8% 낮은 임금을 받고 만 30세 이후 자녀를 낳은 여성은 5.8% 더 낮은 임금을 받는다. 음의 모성 임금 격차는 배우자를 통제하였을 때 모두 더 커지고, 이는 배우자가 자녀가 있는 여성의 임금에 긍정적인 영향을 미침을 의미한다.

이를 임금수준별로 살펴보면 중위 임금 미만에서는 배우자를 통제하였을 때 자녀가 있는 여성의 상대임금이 증가한다. 이는 첫 출산 연령에 관계없이 동일한 결과이며 저임금 구간에서 배우자는 여성의 임금에 부

6) 만 30세 기준 결과를 보고서에서 논의하지만 기준을 만 30세 주변(예컨대 만 28세)으로 하여도 결과는 크게 다르지 않다.

정적인 영향을 미침을 의미한다. 반면, 중위 임금 이상의 고임금 구간에서는 배우자 유무를 통제할 때 자녀가 있는 여성의 상대임금이 감소하는데, 배우자가 고임금 구간 여성의 임금에 긍정적인 영향을 미침을 의미하고 이 또한 첫 출산 시기와 관계없이 동일한 결과이다. 평균 모성 임금 격차에서 배우자 더미를 통제한 결과는 중위 임금 이상의 임금을 받는 여성들로부터 비롯되었음을 알 수 있다.

〈표 3-3〉 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차 분포

	기본		배우자 통제	
	30세 미만	30세 이상	30세 미만	30세 이상
평균	-0.038* (0.022)	-0.058*** (0.022)	-0.044* (0.024)	-0.066*** (0.023)
q=5	-0.149*** (0.053)	-0.220*** (0.044)	-0.106* (0.055)	-0.170*** (0.047)
q=25	-0.059* (0.036)	-0.152*** (0.030)	-0.028 (0.036)	-0.116*** (0.031)
q=50	** 0.008 (0.044)	-0.090** (0.039)	** -0.007 (0.045)	-0.108*** (0.039)
q=75	* 0.022 (0.051)	* 0.071 (0.045)	* -0.024 (0.054)	* 0.018 (0.047)
q=95	0.058 (0.070)	0.156* (0.093)	0.003 (0.075)	0.093 (0.094)
N	22,552		22,548	

주: <표 3-3>은 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차의 분포를 나타내며, 제시된 결과 모두 개인 및 연도 고정효과를 반영하여 추정하였고, 마지막 두 열의 결과는 배우자 효과까지 고려한 결과임. 첫 행은 고정효과모형을 사용한 평균 임금 격차이고 그 아래는 임금수준에 따른 격차를 나타냄. 추정에 사용된 표본의 자녀가 있는 여성 중 첫 출산 연령이 만 30세 이상인 경우는 18%임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타내며, 30세 미만 표준오차 아래 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 30세 미만 추정계수와 30세 이상 추정계수의 차이가 유의미한지 나타냄.

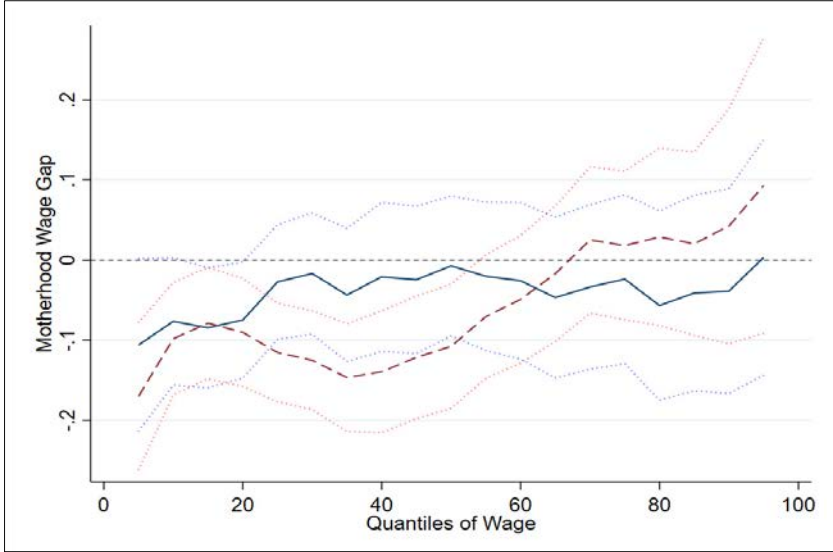
자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

배우자까지 통제한 결과를 살펴보면, 중위 임금 이하에서 첫 출산 시기가 늦은 여성은 첫 출산 시기가 20대인 여성보다 더 큰 모성 불이익(motherhood penalty)을 경험한다. 반면 고임금 구간의 여성은 첫 출산 시기가 늦을 때 자녀가 있는 상태의 상대임금이 더 크다. 출산 전 경력이 길어지면 출산 시점에서의 노동시장 지위가 더 안정될 것이고 따라서 출산 후의 상대임금(출산 전과 비교한 상대임금)이 높아질 것이라는 예측은 고임금 구간의 여성에게만 적용됨을 알 수 있다. 유의미하지는 않지만 출산이 늦은 고임금 여성들에게는 모성 프리미엄이 관찰된다.

Miller(2011)와 같은 많은 미국의 선행연구에서 첫 출산 연기로 인해 발생하는 프리미엄(delay premium)을 실증적으로 보인 바 있다. 즉, 여성의 출산 연령이 늦어지면 모성 불이익이 작아진다는 것이다. 『한국노동패널』을 통해 분석한 결과 우리나라 노동시장에서 첫 출산 연기로 인한 프리미엄은 고임금 여성에게만 나타나는 현상이고, 저임금 및 중간임금 구간의 여성 근로자에게서 보편적으로 관찰되지는 않는다.

첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차 분포는 [그림 3-3]을 통해 더 명확히 확인할 수 있다. [그림 3-3]에서 파란 실선은 첫 출산 연령이 만 30세 이전인 경우, 빨간 점선은 만 30세 이후인 경우 모성 임금 격차를 나타낸다. 60분위 미만의 저임금, 중간임금 구간에서 첫 출산 시기가 늦은 여성들이 개선된 모성 임금 격차를 보이지는 않는다. 오히려 첫 출산 시기가 늦은 여성이 출산 후 더 큰 임금 하락을 경험하는 것으로 나타난다. 다만 고임금 구간에서 첫 출산 시기가 늦은 여성들은 그렇지 않은 여성보다 출산 후 상대임금이 더 높은 경향을 보인다. 고임금 여성은 출산 시기를 늦춤으로써 출산 후에도 임금수준을 유지하려는 경향이 있고, 출산 시기가 늦은 여성들이 그렇지 않은 여성들보다 임금 측면에서 정의 선택편의(positive selection)를 가지고 있다. 또한, 제2장의 전체 표본 결과에서 추정되는 고임금 여성들의 모성 프리미엄(표 2-3과 그림 2-1 참조)은 첫 출산 시기가 늦은 여성들에게서 비롯되었음을 알 수 있다.

[그림 3-3] 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차 분포



주: [그림 3-3]은 모성 임금 격차의 분포를 자녀가 있는 여성의 첫 출산 연령에 따라 추정된 결과임. 파란 실선은 첫 출산 연령이 만 30세 미만인 여성의 모성 임금 격차이고, 빨간 점선은 첫 출산 연령이 만 30세 이상인 여성의 모성 임금 격차를 나타냄. 함께 표시된 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

제5절 직장 변화에 따른 모성 임금 격차

Baum(2002)은 일반적으로 출산으로 인한 경력단절은 여성의 임금 하락을 유발하지만 여성이 출산 전과 같은 직장으로 복귀할 경우 임금에 부정적인 출산 효과는 사라진다고 서술한다. 본 절에서는 여성이 첫 출산 전후 같은 직장에 재직한다면 모성 임금 격차가 다소 완화될 것인지, 이 효과가 임금 분포에 따라 어떻게 달라질 것인지 살펴본다. 『한국노동패널』은 현재 직장의 입사 시기를 조사한다. 현재 직장 시작 시기가 첫 출산 시기보다 이전인 경우 이 여성은 첫 출산 후 같은 직장으로 복귀했다고 생각할 수 있다. 현재 직장의 시작 시기가 첫 출산 시점 이후라면

이는 출산 후에 경력을 시작했거나 출산 전 직장과 출산 후 직장이 달라진 경우이다. 이 두 가지 경우를 나누어 모성 임금 격차의 분포를 추정한다.

$$\ln(\text{wage}) = \beta_0 + \beta_1(m^*k) + \beta_2(m^*c) + \beta_3a + \beta_4a^2 + \beta_5edu + \mu_i + \phi_y + \varepsilon \quad (3.3)$$

k 는 현재 직장 시작 시기가 출산 시점 이전인 경우이다. 즉, 출산 후 이전 직장으로 복귀한 경우를 나타내는 더미변수이다. c 는 직장이 출산 후 바뀐 경우이다. 현재 직장에서 일하기 시작한 해가 첫 출산 연도 이후인 경우를 나타낸다. 이 경우 출산이 현재 직장을 선택하는 데에 영향을 주었을 가능성이 크다. 분석 표본에서 자녀가 있는 여성 중 첫 출산 이전과 이후의 직장이 같은 경우의 비중은 24%이다. 나머지 변수는 이전과 같다.

<표 3-4>에 나타난 결과를 살펴보면 평균적으로 출산 전후 직장이 같은 경우 유의미한 모성 임금 격차가 나타나지 않는다. 하지만 현재 직장을 시작한 시기가 첫 출산 이후라면 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 20% 더 낮은 임금을 받는다. 또한, 배우자를 통제하는 것이 모성 임금 격차에 큰 차이를 유발하지는 않는다. 이를 임금 분포에 따라 살펴보면 앞의 결과와 마찬가지로 중위 임금 미만의 저임금 구간에서는 배우자를 통제할 때 자녀가 있는 여성의 상대임금이 증가하고 중간임금, 고임금 구간에서는 배우자를 통제할 때 자녀가 있는 여성의 상대임금이 감소한다. 즉, 저임금 구간에서는 배우자가 여성의 임금에 부정적인 영향을 미치지만 중간임금 이상에서 배우자는 여성의 임금을 높이는 효과가 있다.

출산 후 같은 직장에 복귀한 경우 자녀가 있는 여성의 상대임금이 모든 임금수준에서 더 높게 나타나고, 두 추정계수의 차이는 25분위를 제외하고 모두 유의미하다. 현재 직장과 출산 전 취업 상태가 다른 여성은 모든 임금수준에서 자녀가 없는 상태일 때보다 큰 임금 하락을 경험한다. 이는 자녀를 낳고 직업을 선택하는 것이 자녀의 영향을 받을 수 있음을

보여준다. 자녀가 있을 때 직업을 선택하는 여성은(그것이 이직, 재취업, 첫 취업 어떠한 경우이든 상관없이) 임금뿐만 아니라 가족 친화적인 환경, 근무시간의 유연성과 같은 비임금 요인도 중요한 결정 요인이기 때문이다. 첫 출산 후 현재 직업을 시작한 경우 자녀가 여성의 임금을 낮추기는 하지만 이는 높은 복지 수준을 선택한 결과에 기인한 것일 수도 있다.

〈표 3-4〉 직장 변화에 따른 모성 임금 격차 분포

	기본		배우자 통제	
	출산 전후 동일한 직장	출산 후 현재 직장 시작	출산 전후 동일한 직장	출산 후 현재 직장 시작
평균	0.012 (0.017) ***	-0.202*** (0.028)	0.007 (0.018)	-0.207*** (0.028)
q=5	-0.158*** (0.033) **	-0.282*** (0.060)	-0.108*** (0.037) **	-0.234*** (0.061)
q=25	-0.102*** (0.023)	-0.150*** (0.042)	-0.066*** (0.024)	-0.115*** (0.043)
q=50	-0.000 (0.034) ***	-0.175*** (0.044)	-0.015 (0.034) ***	-0.189*** (0.045)
q=75	0.162*** (0.039) ***	-0.208*** (0.052)	0.112*** (0.042) ***	-0.255*** (0.054)
q=95	0.224*** (0.071) ***	-0.141 (0.094)	0.166** (0.073) ***	-0.196** (0.096)
N	22,515		22,511	

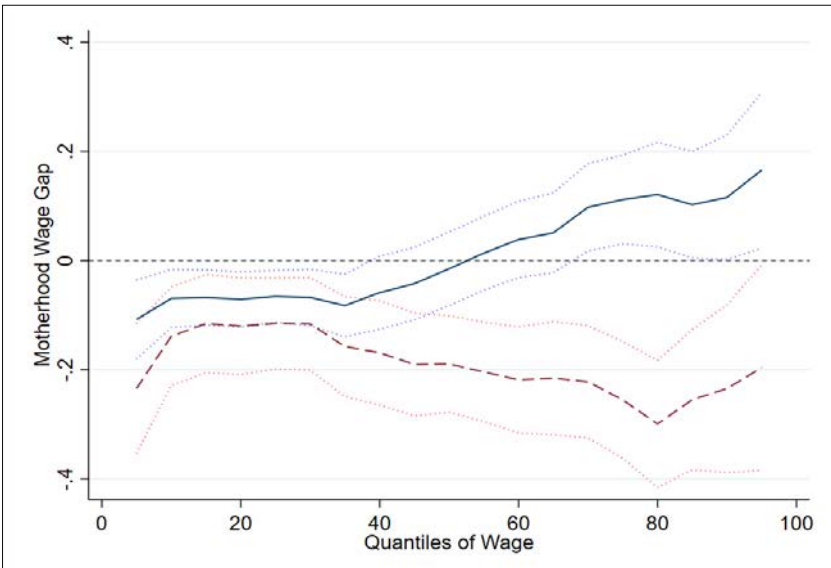
주: <표 3-4>는 직장 변화에 따른 모성 임금 격차의 분포를 나타냄. 제시된 결과 모두 개인 및 시간 고정효과를 반영하여 추정하였고, 마지막 두 열의 결과는 배우자 효과까지 고려한 결과임. 첫 행은 고정효과모형을 사용한 평균 임금 격차이고 그 아래는 임금수준에 따른 격차를 나타냄. 추정에 사용된 표본 중 첫 출산 후에도 출산 전 직장을 계속 유지하며 자녀가 있는 여성의 비중은 24% 임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타내며, 출산 전후 동일한 직장 결과의 표준오차 아래 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 두 추정계수의 차이가 유의미한지 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

첫 출산 이전 직장으로 복귀한 여성의 경우 임금수준이 상승할수록 음의 모성 임금 격차가 줄어들고 고임금 구간에서는 모성 프리미엄이 관찰된다. 같은 직장으로 복귀한 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 상위 25% 임금수준에서 11%, 상위 5% 임금수준에서 17% 더 높은 임금을 받는다.

[그림 3-4]는 직장변화 여부와 임금 분포에 따라 추정된 모성 임금 격차이다. 파란 실선은 첫 출산 전후 직장이 같은 경우, 빨간 점선은 첫 출산 후 첫 취업, 이직, 재취업을 한 경우의 모성 임금 격차를 나타낸다. 출산 후 같은 직장으로 복귀하는 엄마는 자녀가 없는 상태일 때보다 40분위 이하의 저임금 구간에서 6~11% 더 낮은 임금을 받지만 이 격차는 임금수준이 상승할수록 점차 줄어들고, 55분위부터는 양의 모성 임금 격

[그림 3-4] 직장 변화에 따른 모성 임금 격차 분포



주: [그림 3-4]는 모성 임금 격차의 분포를 자녀가 있는 여성의 직장 변화 여부에 따라 추정된 결과임. 파란 실선은 첫 출산 후에도 출산 전 직장을 유지하는 유자녀 여성의 모성 임금 격차이고, 빨간 점선은 첫 출산 후 직업이 이전과 같지 않거나 출산 후 첫 직업을 가진 유자녀 여성의 모성 임금 격차를 나타냄. 함께 표시된 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 데이터를 이용하여 저자 작성.

차(모성 프리미엄)가 나타나기 시작한다. 첫 출산 전후 직장이 같은 유자녀 여성은 40분위부터 상대임금이 증가하지만 첫 출산 이후 현재 직장을 시작한 유자녀 여성은 반대로 40분위 이후 상대임금이 감소한다. 고임금 구간일수록 첫 출산 이후 직장을 바꾸면 자녀로 인한 임금 감소분이 커진다. 앞서 언급했듯이 이는 높은 복지가 임금수준을 대체하는 효과를 포함한다.

제6절 소 결

본 장에서는 노동시장 특성에 따라 모성 임금 격차의 분포를 추정하고 어떠한 노동시장 특징이 자녀가 있는 여성의 상대임금에 영향을 주는지 임금수준에 따라 분석하였다. 상용직과 임시일용직 여성을 비교하여 보면, 종사상지위에 상관없이 임금수준이 높아질수록 자녀가 있는 여성의 상대임금이 증가한다. 하지만 저임금 구간에서 임시일용직 여성의 모성 임금 격차는 -40% 수준으로 매우 크게 나타나며, 임금 분위가 상승할수록 상용직이며 자녀가 있는 여성에 비해 상대임금이 가파르게 상승한다. 저임금 구간에서 상용직 여성과 임시일용직 여성의 모성 임금 격차는 30%포인트 이상 차이가 나지만 이 격차는 임금수준이 상승할수록 빠르게 줄어든다. 임시일용직이며 저임금 구간에 있는 여성들은 출산 후 자녀가 없는 상태와 비교하여 매우 낮은 임금을 받고 있고, 전체 표본의 저임금 구간에서 보이는 음의 모성 임금 격차는 상당 부분 임시일용직 저임금 여성에게서 비롯되었음을 알 수 있다.

미국의 데이터를 분석한 많은 연구들은 성별 임금 격차와 모성 임금 격차의 원인을 자녀 양육으로 인한 여성의 노동시간 감소에서 찾는다(예: Goldin, 2014). 실제 미국의 노동시장 데이터를 살펴보면 자녀가 있는 여성과 없는 여성은 주당 평균 근로시간에 뚜렷한 차이를 보인다(Kwak, 2020). 하지만 『한국노동패널』을 통해 분석한 본 보고서의 요약통계를 보면 한국에서 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 평균 근로시간은 큰 차

이를 보이지 않는다. 그럼에도 불구하고 노동시간은 임금수준과 관련이 있는 중요한 노동시장 특성이므로 노동시간에 따른 모성 임금 격차를 분석하였다. 근로시간의 기준은 주당 평균 근로시간이 40시간 이상인 경우와 40시간 미만인 경우로 나누었다.

그 결과, 주당 근로시간이 40시간 이상인 경우 자녀가 있는 여성의 상대임금이 자녀가 없는 상태와 비교하여 약 20%가량 낮았고 이는 임금 분위가 상승하여도 크게 달라지지 않았다. 즉, 전 임금 구간에 걸쳐 주당 40시간 이상 근로하는 여성 중 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 더 낮은 임금을 받는다. 반면, 주당 근로시간이 40시간 미만인 유자녀 여성은 40시간 이상 근로하는 유자녀 여성보다 모든 임금 구간에서 상대임금이 더 높았다. 주당 근로시간이 40시간 미만인 유자녀 여성의 상대임금은 임금수준이 상승할수록 증가하였으며 중위 임금 이상부터는 자녀가 있는 여성의 상대임금이 자녀가 없는 상태일 때보다 더 높아지는 현상이 나타났다. 이 결과에 비추어 전체 표본의 고임금 구간에서 나타나는 모성 프리미엄은 주당 근로시간이 40시간 미만인 여성들에게서 비롯되었음을 알 수 있다.

첫 출산 연령은 출산 전 노동시장 경력을 가늠할 수 있다는 점에서 모성 임금 격차에 영향을 줄 수 있는 요인이다. 첫 출산 연령에 따른 모성 임금 격차는 임금수준에 따라 큰 차이를 보였다. 임금 20분위와 60분위 사이의 저임금 구간에서 자녀가 있는 여성의 상대임금은 첫 출산 연령이 만 30세 이후일 때가 만 30세 이전일 때보다 더 낮았다. 하지만 이 현상은 60분위 이상 고임금 구간에서는 역전되는 모습을 보인다. 즉, 첫 출산 연령이 만 30세 이후인 유자녀 여성의 상대임금이 만 30세 이전인 유자녀 여성보다 더 높게 나타난다.

첫 출산 연령이 높은 여성들은 출산 전 노동시장 경력이 길고, 더 안정된 상태에서 자녀를 낳는다. 늦은 출산은 출산 후에도 여성이 경력을 이어가고 임금에 영향을 받지 않을 조건을 만든다는 점에서 모성 임금 격차에 긍정적 영향을 미친다고 예측할 수 있다. 미국의 노동시장 결과를 살펴보면 늦은 출산은 모든 임금수준에서 유자녀 여성의 상대임금에 긍정적인 영향을 미친다(Kwak, 2020). 한국의 경우 이러한 예측은 고임금

구간의 여성에게만 적용되는 것으로 보인다.

마지막으로 출산 후 같은 직장으로 복귀했을 때 모성 임금 격차가 다소 완화되는지 살펴보았다. 현재 직장 시작 시기를 이용하여 첫 출산 전과 후에 같은 직장에 있는 경우와 현재 직장 시작 시기가 첫 출산 이후인 경우로 나누어 모성 임금 격차의 분포를 추정하였다. 추정 결과, 출산 전후 동일한 직장에 재직하는 유자녀 여성의 상대임금이 출산 후 현재 직장에 입사한 유자녀 여성보다 모든 임금수준에서 더 높았다. 두 경우는 40분위 이상의 임금수준부터 상반되는 경향을 보인다. 출산 후에도 전 직장을 유지하는 유자녀 여성의 상대임금은 40분위 이상부터 증가하지만, 출산 후에 현재 직장을 시작한 유자녀 여성은 40분위 이상부터 상대임금이 감소하며 출산 전후 같은 직장을 유지하는 유자녀 여성의 상대임금과 그 격차가 커진다.

고임금 구간에 해당하는 여성의 경우 출산 전후 같은 직장을 유지한 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 10% 이상 높은 임금을 받지만 출산 후 현재 직장을 시작한 여성은 자녀가 없는 상태일 때보다 20% 혹은 그 이상 낮은 임금을 받는다. 출산 후 현재 직장을 시작한 여성들이 낮은 임금을 받는 이유는 경력단절의 부정적 영향과 더불어 임금보다는 가정 친화적인 근무 환경을 선호하여 직업을 선택하는 경향 모두에 기인한 결과일 것이다. 또한 전체 표본의 고임금 구간에서 보이는 모성 프리미엄은 첫 출산 후 현재 직장을 시작한 여성이 아닌 출산 전후 같은 직장에 속해 있는 여성에게서 비롯되었음을 알 수 있다. 이는 미국 시장을 분석한 Baum(2002)의 연구 결과와도 동일하다.

본 장에서는 다양한 노동시장 특성에 맞추어 모성 임금 격차를 추정하고 임금수준에 따라 그 결과를 비교하였다. 어떠한 노동시장 특성을 적용하든 관계없이 동일하게 관찰되는 결과는 배우자가 여성의 임금에 미치는 영향(결혼 프리미엄 혹은 결혼 패널티)이다. 분류 기준과 관계없이 공통적으로 중위임금 미만의 저임금 구간에 속한 여성들은 배우자가 여성의 임금과 부의 상관관계를 가진다. 이는 저임금 여성들이 더 많은 가사 일과 양육을 분담할 가능성이 높다는 것을 의미한다. 하지만 중위 임금 이상의 고임금 구간에 속한 여성의 경우 배우자가 있을 때 임금수준

이 더 높아진다. 고임금 구간에 속한 여성들은 시간의 기회비용이 저임금 구간에 속한 여성들보다 더 높기 때문에 배우자와 가사 일을 분담하거나 외부에 위탁할 가능성이 크다.

제 4 장

모성 임금 격차의 변화

제1절 서론

앞선 분석에서 사용된 『한국노동패널』 1998~2018년 중 2000년 이후의 자료를 두 기간으로 나누어 모성 임금 격차가 시기에 따라 어떻게 변화하여 왔는지 살펴보고자 한다. 우선 제2절에서는 제2장과의 연결성을 위하여 같은 표본 제약하에 조사 시점만을 기준으로 표본을 나누어 살펴본다. 패널 데이터의 특성상 조사 시점만을 기준으로 표본을 나누었을 경우 동일 여성이 두 개의 표본에 각기 다른 나이로 포함될 수 있고 최근 조사 시점의 표본이 평균적으로 더 연령이 높다. 따라서 두 표본에 중복으로 포함되는 경우를 배제하고, 두 표본을 최대한 비교 가능하게 만들기 위하여 제3절에서는 전체 표본을 출생 시기와 조사 시점 모두를 고려하여 나누고 모성 임금 격차가 출생 코호트별로 어떻게 달라지는지 비교해 본다. 제3절에서 제시하는 코호트별 비교 결과는 제2절에서 제시한 연도별 비교 결과보다 더 제약된 표본 결과이다.

마지막으로 모성 임금 격차의 변화를 성별 임금 격차의 변화와 함께 살펴본다. 성별 임금 격차의 원인으로 가장 먼저 생각되는 요인은 자녀가 있는 여성의 임금 감소이다. 자녀 출산과 양육으로 인해 여성의 근로 시간과 생산성이 남성에 비해 줄어든다는 것이다. 출산 후 여성의 임금 감소가 성별 임금 격차의 주요한 원인이라면(그것이 인과적 요인에 의한

것이든 선택 편의에 의한 것이든 상관없이) 성별 임금 격차의 변화는 모성 임금 격차의 변화와 동일한 추세를 보일 것이다. 이를 실제 분석을 통해 확인하고, 본 장의 분석 결과들이 갖는 의미를 제5절에서 논의한다.

제2절 모성 임금 격차의 변화 : 연도별 비교

1. 요약통계

모성 임금 격차가 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하였는지 알아보기 위해 제2장에서 사용된 표본을 조사 시점에 따라 2000~2009년과 2010~2018년 두 개의 부표본으로 나누었다. 전체 표본은 24~46세 여성 임금 근로자이다. <표 4-1>은 각 표본의 인구학적 특성과 노동시장 성과의 평균 및 표준편차를 나타낸다.

각 기간별 자녀가 있는 여성의 비율은 2000년대 61%, 2010년 이후 59%이다. 각 기간에 해당하는 여성은 새로운 여성 근로자가 표본에 포함될 수도 있고, 패널 데이터 구조의 특성상 같은 여성이 다른 연령으로 중복될 수 있다. 따라서 시간이 지날수록 표본 구성원의 평균 나이는 증가한다. 2000~2009년 자녀가 없는 여성의 평균 나이는 28.2세, 2010~2018년은 30.7세이다. 자녀가 있는 여성의 평균 나이는 같은 기간 각각 38.0세, 38.8세이다.

2000~2009년 표본에서는 자녀가 있는 여성의 22%가 고졸 미만, 18%가 4년제 대학 이상의 학력을 가진다. 시간이 지날수록 자녀가 있는 여성의 학력은 크게 증가하는데, 2010~2018년 고졸 미만은 4%로 크게 감소하고, 4년제 대학 이상은 30%로 12%포인트 증가하였다. 자녀가 없는 여성의 경우 고졸 미만의 비율은 1% 수준으로 매우 작고, 4년제 대학 이상의 교육 수준을 가진 여성 근로자의 비율은 45%와 49%로 시간이 지남에 따라 소폭 증가하였다.

유배우자 여성 비율은 자녀가 있는 경우 91~92% 수준으로 2000년대

〈표 4-1〉 연도별 요약통계

	2000~2009				2010~2018			
	자녀 없음		자녀 있음		자녀 없음		자녀 있음	
	0.39		0.61	25.73	0.41		0.59	27.57
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
나이	28.17	4.11	37.97	5.54	30.67	5.33	38.83	4.85
고졸 미만	0.01	0.11	0.22	0.42	0.01	0.10	0.04	0.19
고졸	0.54	0.50	0.60	0.49	0.5	0.50	0.66	0.47
대학	0.39	0.49	0.16	0.36	0.43	0.49	0.27	0.44
대학원	0.06	0.24	0.02	0.13	0.06	0.23	0.03	0.18
기혼	0.16	0.36	0.91	0.28	0.19	0.39	0.92	0.26
미혼	0.83	0.37	0.00	0.06	0.79	0.41	0.00	0.06
월평균 임금	164.07	70.88	148.73	100.28	194.36	85.1	188.19	105.73
시간당 임금	0.92	0.65	0.84	0.91	1.12	0.6	1.11	0.65
상용직	0.88	0.33	0.73	0.45	0.83	0.38	0.76	0.43
근로시간	44.86	10.61	45.12	13.76	41.67	8.3	40.15	9.28
40 초과	0.63	0.48	0.62	0.49	0.27	0.44	0.24	0.43
50 이상	0.22	0.42	0.28	0.45	0.12	0.32	0.09	0.29
현재 일자리 경력	4.15	3.41	4.88	4.7	4.56	3.86	6.54	5.71
관측 수	3,958~3,976		6,089~6,107		4,303~4,337		6,331~6,348	

주: 위 표는 『한국노동패널』 2000~2009년 조사자료와 2010~2018년 조사자료 중 임금근로자인 여성의 인구학적 특성 및 노동시장 특성을 보여주는 요약통계로, 각 시기의 여성 표본을 다시 자녀 유무에 따라 나누어 자녀 유무별 변수의 평균 및 표준편차를 제시하였다. 자녀 없음 및 자녀 있음 아래 비율은 각 표본의 비율이며, 자녀 있음 비율 아래 수치는 첫 출산 평균 연령을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 3~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

와 2010년 이후 비슷한 수준을 보인다. 자녀가 없는 여성의 경우 2000년대 16%에서 2010년 이후 19%로 3%포인트 증가하였다. 나이, 교육 수준, 배우자 유무는 모성 임금 격차 추정 시 통제되는 변수들이다.

월평균 임금과 시간당 임금은 자녀 유무와 상관없이 시간이 지남에 따라 증가 추세를 보이고 자녀가 없는 여성의 평균 임금이 더 높다. 다만

그 차이는 2000~2009년보다 2010년 이후 더 작게 나타난다. 2000~2009년 자녀 유무에 따른 여성의 월평균 임금의 차이는 15.3만 원, 2010~2018년 6.2만 원이고, 시간당 임금의 차이는 각각 800원, 100원이다.

상용직 비율은 자녀가 있는 여성은 같은 기간 73%에서 76%로 조금 증가하였으나 자녀가 없는 여성은 88%에서 83%로 조금 감소하였다. 근로시간은 자녀 유무와 상관없이 감소 추세를 보인다. 자녀 유무와 상관없이 40시간 초과 50시간 이상 근로자 비율 또한 크게 감소하였다. 자녀가 없는 여성의 경우 40시간 초과 근로자 비율은 2000~2009년 63%에서 2010년 이후 27%로 감소하였고, 자녀가 있는 여성은 62%에서 24%로 크게 감소하였다. 50시간 이상 근로자 비율은 같은 기간 자녀가 없는 여성의 경우 22%에서 12%로, 자녀가 있는 여성의 경우 28%에서 9%로 감소하였다.

마지막으로 현재 일자리 경력은 두 그룹 모두에서 증가 추세를 보이고, 특히 자녀가 있는 여성의 현재 일자리 경력이 눈에 띄게 증가하였다. 2000~2009년 초반 자녀가 있는 여성의 현재 일자리 근속 연수는 4.9년이었으나 2010년 이후 6.5년으로 증가하였고, 자녀가 없는 여성의 현재 일자리 근속 연수는 4.2년에서 4.6년으로 증가하였다.

2. 모성 임금 격차의 변화

제2장에서 사용한 추정식을 사용하여 각 기간별 모성 임금 격차를 평균과 임금 분포상에서 추정하였다.

$$\ln(wage) = \beta_0 + \beta_1 m + \beta_2 X + \mu_i + \Phi_y + \varepsilon \quad (4.1)$$

X 는 나이, 나이 제곱, 교육 수준, 배우자 유무를 포함하는 통제변수 벡터이고, μ_i 와 ϕ_y 는 각각 개인 및 연도 고정효과를 나타낸다. β_1 은 모성 임금 격차를 나타내는 계수이고, 이때 비교 대상은 같은 기간 자녀가 없는 여성이다. 즉, 2000~2009년 표본을 사용하여 추정할 경우 β_1 은 2000년대 자녀가 없는 여성과 비교한 자녀가 있는 여성의 상대임금이다. 표

기의 단순화를 위해 임금 분위와 기간을 나타내는 하첨자는 생략한다.

결과는 <표 4-2>에 제시되어 있다. 2000~2009년 평균 모성 임금 격차는 +4.2%로 자녀가 있는 여성이 자녀가 없는 여성보다 평균 4.2% 더 높은 임금을 받는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의미하지는 않았다. 평균적으로 우리나라 여성 근로자의 모성 임금 격차는 2000년 이후 악화되었으며 이는 모든 임금수준에서 나타나는 현상이다.

2000~2009년 임금 분포 50분위 미만에서 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성보다 7.1~9.0% 더 낮은 시간당 임금을 받고 있으나 75분위 이상에서 이 현상이 역전되어 자녀가 있는 여성이 없는 여성보다 15.9~18.6% 더 높은 시간당 임금을 받는 것으로 나타났다. 하지만 고임금 여성의 모성 프리미엄은 2010년 이후에는 나타나지 않는다.

<표 4-2> 임금수준에 따른 모성 임금 격차의 변화

	2000~2018	2000~2009	2010~2018
평균	-0.065*** (0.019)	0.042 (0.032)	-0.116*** (0.027)
q=5	-0.109*** (0.037)	-0.090* (0.049)	-0.223*** (0.060)
q=25	-0.086*** (0.026)	-0.071** (0.034)	-0.204*** (0.043)
q=50	-0.068** (0.032)	-0.043 (0.049)	-0.036 (0.043)
q=75	-0.028 (0.040)	0.186** (0.085)	-0.098 (0.063)
q=95	0.056 (0.068)	0.159 (0.129)	0.001 (0.105)
N	20767	10082	10685

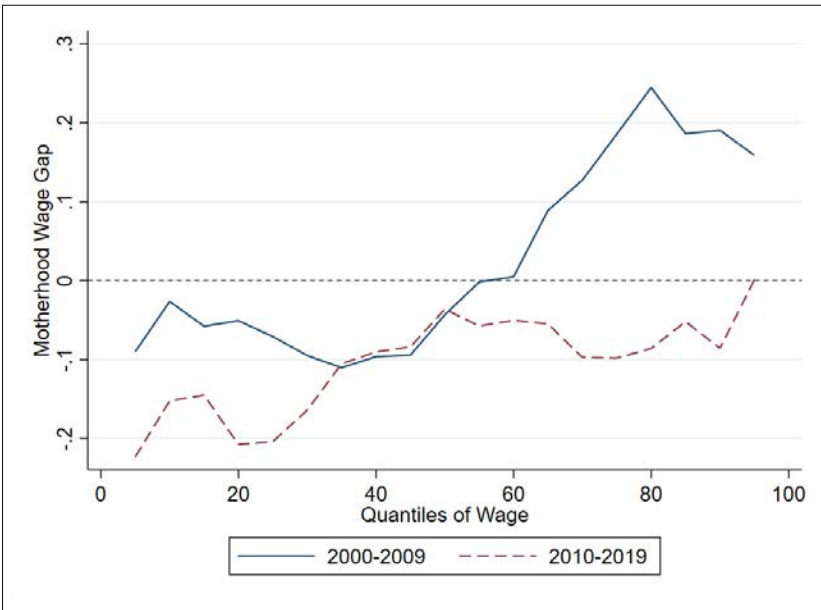
주: 각 셀은 무조건부 분위회귀(UQR) 분석을 이용하여 조사 시점별 모성 임금 격차를 5, 25, 50, 75, 90분위에서 각각 추정한 값으로, 모든 결과는 나이, 나이 제곱, 학력, 배우자 유무와 개인 및 시간 고정효과가 포함된 결과임. 임금은 2015년 기준 실질임금이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 3~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

2000년대와 비교하여 2010~2018년 저임금 여성의 모성 패널티는 크게 증가한다. 하위 5% 임금에서 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성보다 22.3% 낮은 임금을 받고, 하위 25%에서는 20.4% 낮은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 2000년 이후 중위 임금 이하의 여성들은 자녀를 출산하였을 때 임금이 큰 폭으로 감소하였고, 특히 2010년 이후 모성 패널티는 저임금으로 갈수록 더욱 악화된다. 저임금 여성의 모성 임금 격차는 2000년대와 비교하여 2010년 이후 크게 악화된 모습을 보인다.

[그림 4-1]은 연도별 모성 임금 격차의 분포를 나타낸 그래프이다. <표 4-2>에서와 마찬가지로 모든 결과는 나이, 나이 제곱, 학력, 배우자 유무와 개인 및 연도 고정효과가 포함된 결과이다. 2000~2009년에는 개인의 이질적 특성을 통제한 뒤에도 55분위 이하의 여성들은 자녀가 있을

[그림 4-1] 모성 임금 격차 분포의 변화 : 2000~2009년과 2010~2018년



주: 무조건부 분위회귀(UQR) 분석을 이용하여 출생 코호트별 모성 임금 격차를 5분위에서 95분위까지 5분위 단위로 추정된 값을 그린 그래프임. 모든 결과는 나이, 나이 제곱, 학력, 배우자 유무와 개인 및 연도 고정효과가 포함된 결과임. 자료: 『한국노동패널』 3~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

때 최대 11%(35분위)까지 낮은 임금을 받는다. 이 중 25~45분위에서 관찰되는 모성 패널티는 95% 신뢰수준에서 유의미한 결과이다. 하지만 모성 임금 격차는 35분위 이후 임금수준이 높아질수록 줄어들다 60분위부터 자녀가 있는 여성이 더 많은 임금을 받는 모성 프리미엄이 관찰된다. 이 중 75~85분위에 해당하는 여성들은 자녀가 있을 때 19~24% 높은 임금을 받고, 이는 95% 신뢰구간에서 통계적으로 유의미한 결과이다.

2010년 이후 저임금 여성에게서 나타나는 음의 모성 임금 격차(모성 패널티)는 더욱 악화되는 모습을 보이고, 고임금 여성에게서 나타났던 모성 프리미엄도 더 이상 관찰되지 않는다. 45분위 이하에서 여성들은 자녀가 있을 때 8~22% 더 낮은 임금을 받는다. 과거보다 악화된 모성 임금 격차는 20분위 이후부터 점차 줄어들지만 고임금 여성에게서 2000년대와 같은 모성 프리미엄은 관찰되지 않는다.

제3절 모성 임금 격차의 변화: 코호트별 비교

제2절 연도별 비교에서는 조사 시점에 따라 나눈 부표본이 중복되는 경우가 있어 2010년 이후 표본의 구성 연령이 더 높았다. 모성 임금 격차의 변화를 더 명확히 추정하기 위해 본 절에서는 표본을 조사 시점뿐만 아니라 출생 코호트에 따라 나누어 추정한다. 추정 방법은 제2절과 같다.

1. 표본 특성

1970년대에 태어난 여성과 1980년대에 태어난 여성의 모성 임금 격차를 비교하여, 모성 임금 격차의 트렌드를 살펴보고자 한다. 이전처럼 분석 표본의 나이를 24~46세로 제한할 경우 『한국노동패널』의 조사 기간인 1998~2018년 동안 1970년대 출생 여성들은 1980년대 출생 여성들보다 상대적으로 나이가 많고, 포함되는 표본의 수도 많다. 이에 분석 표본의 조사 시점을 제한하여 최대한 비교 가능한 부표본을 만들었다. 1970

년대 태어난 여성의 경우 조사 시점이 2000년부터 2009년까지인 경우만 포함하였고, 1980년대 태어난 여성의 경우 조사 시점이 2010년부터 2018년까지인 경우만 포함하였다. 따라서 두 코호트는 20~39세까지의 여성만 분석 표본에 포함된다. 출생 시점에 따라 표본을 나누었으므로 두 개의 부표본에 동일 여성이 포함될 수는 없다. 1970년 코호트에 해당하는 여성 표본은 4,854개(1,273명), 1980년 코호트에 해당하는 여성 표본의 크기는 4,258개(1,011명)이다. 『한국노동패널』에서는 1960년대 코호트를 이용하는 것도 가능하지만 『한국노동패널』 조사 시점이 1998년부터이기 때문에 비교가능한 1960년 코호트 표본을 만들 수 없어 비교하지 않는다.

<표 4-3>은 코호트 분석 표본의 평균과 표준편차를 보여준다. 각 출생 코호트의 기초통계는 다시 자녀 유무에 따라 나누어 제시한다. 1970년 코호트 여성은 41%가 자녀가 있으며 이들의 평균 첫 출산 연령은 26.49세이다. 1980년 코호트 여성의 32%가 자녀가 있고, 이들의 평균 첫 출산 연령은 28.05세이다. 1980년 코호트 여성은 1970년 코호트 여성보다 출산율이 낮고 첫 출산 연령은 높다. 분석 표본의 조사 시점을 제한하였기 때문에 각 코호트별 평균 연령은 크게 다르지 않다. 자녀가 없는 여성의 평균 연령은 1970년 코호트에서 27.6세, 1980년 코호트에서 28.7세이다. 자녀가 있는 여성의 평균 연령은 1970년 코호트에서 32.2세, 1980년 코호트에서 32.7세이다.

교육 수준을 살펴보면 1970년 코호트의 경우 자녀가 없는 여성의 평균 교육 수준이 자녀가 있는 여성보다 조금 높다. 4년제 대학 이상의 학력을 가진 여성 비율은 자녀가 있는 여성에게서 32%, 자녀가 없는 여성에게서 43%로 나타난다. 반면, 1980년 코호트 여성들 사이에서는 자녀 유무에 따른 교육 수준의 차이가 크지 않다. 예컨대, 1980년 코호트 중 자녀가 없는 여성의 4년제 대학 졸업 비율은 48%이고 자녀가 있는 여성의 4년제 대학 졸업 비율은 45%이다. 두 비율이 차이는 1970년 코호트에서 11%포인트인 반면 1980년 코호트에서는 3%포인트로 그 격차가 크게 줄었음을 알 수 있다.

결혼 비율은 두 코호트 사이에 큰 차이가 없다. 자녀가 있는 여성 중 배우자와 함께 생활하고 있는 여성의 비율은 두 코호트 모두에서 94~

〈표 4-3〉 코호트별 요약통계량

	코호트 1970(2000~2009)				코호트 1980(2010~2018)			
	자녀 없음		자녀 있음		자녀 없음		자녀 있음	
	0.59		0.41	26.49	0.68		0.32	28.05
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
인구통계적 특성								
나이	27.57	(3.51)	32.16	(3.20)	28.72	(3.34)	32.74	(2.93)
고졸 미만	0.00	(0.06)	0.04	(0.19)	0.01	(0.10)	0.02	(0.13)
고졸	0.56	(0.50)	0.64	(0.48)	0.51	(0.50)	0.53	(0.50)
대학	0.37	(0.48)	0.29	(0.46)	0.42	(0.49)	0.41	(0.49)
대학원	0.06	(0.24)	0.03	(0.17)	0.06	(0.24)	0.04	(0.20)
기혼	0.16	(0.37)	0.94	(0.24)	0.18	(0.39)	0.95	(0.22)
미혼	0.83	(0.37)	0.01	(0.10)	0.80	(0.40)	0.01	(0.12)
노동시장 특성								
월평균 임금	159.6	(71.16)	180.39	(114.84)	187.36	(80.44)	199.15	(89.28)
시간당 임금	0.89	(0.68)	1.05	(1.29)	1.08	(0.97)	1.19	(0.56)
상용직	0.88	(0.32)	0.82	(0.39)	0.83	(0.38)	0.85	(0.36)
근로시간	45.16	(10.53)	42.99	(10.71)	42.19	(8.41)	39.26	(7.95)
40 초과	0.70	(0.46)	0.53	(0.50)	0.29	(0.46)	0.16	(0.37)
50 이상	0.23	(0.42)	0.18	(0.38)	0.14	(0.34)	0.05	(0.22)
현재 일자리 경력	4.09	(3.20)	5.01	(4.36)	3.91	(2.89)	6.1	(4.29)
관측 수	2,876~2,887		1,968~1,969		2,853~2,876		1,373~1,382	

주: 위 표는 1970~1979년 출생 여성의 2000~2009년 조사자료와 1980~1989년 출생 여성의 2010~2018년 조사자료 중 임금 근로를 하고 있는 여성의 인구통계적 특성 및 노동시장 성과를 보여주는 요약통계임. 각 출생 코호트의 여성을 다시 자녀 유무에 따라 나누어 코호트별, 자녀 유무별 변수의 평균 및 표준편차를 제시함.

자료: 『한국노동패널』 3차~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

95%로 아주 높다. 자녀가 없는 여성의 미혼 비율은 1970년 코호트에서 83%, 1980년 코호트에서 80%이다.

두 코호트의 노동시장 성과 변수들을 살펴보면, 두 코호트 모두 자녀가 있는 여성의 월평균 및 시간당 임금이 자녀가 없는 여성보다 더 높다.

임금은 2015년 기준 실질임금이고 나이와 학력 등의 변수가 통제되지 않은 단순 평균임에 유의해야 한다. 코호트별로 비교하면 1970년 코호트보다 1980년 코호트의 월평균 및 시간당 임금이 높다. 자녀가 있는 여성의 경우 1970년 코호트의 월평균 임금(시간당 임금)은 180.4만 원(1.05만 원) 1980년 코호트의 월평균 임금(시간당 임금)은 199.2만 원(1.19만 원)이다. 자녀가 없는 여성의 경우에도 1980년 코호트 여성의 월평균 임금(시간당 임금)이 1970년 코호트 여성보다 평균 27.8만 원(0.2만 원) 더 높다.

1970년 코호트에서 상용직 비율은 자녀가 있는 여성의 경우 82%, 자녀가 없는 여성의 경우 88%로 자녀가 없는 여성의 상용직 비율이 6%포인트 더 높다. 이와 반대로, 1980년 코호트에서는 자녀가 있는 여성의 상용직 비율이 자녀가 없는 여성보다 2%포인트 더 높다.

근로 시간은 1980년 코호트 여성이 1970년 코호트 여성보다 적다. 자녀가 없는 여성의 근로시간은 45.2시간에서 42.2시간으로 감소하였고, 자녀가 있는 여성의 근로시간은 43.0시간에서 39.3시간으로 감소하였다. 전체 표본에서 자녀가 없는 여성의 평균 근로시간은 43.4시간, 자녀가 있는 여성의 평균 근로시간은 43.0시간으로 거의 차이가 없었다(표 2-1 참조). 하지만 39세 이하로 제한된 1970년 코호트와 1980년 코호트를 살펴보면 자녀가 없는 여성의 평균 근로시간이 자녀가 있는 여성보다 2.2~2.9시간 더 많다.

근로시간의 차이는 40시간 초과, 50시간 이상 근로자 비율을 비교해 보면 더 명확히 나타난다. 1970년 코호트 여성 중 40시간 초과 근로를 하는 여성의 비율은 자녀가 없는 여성에게서 70%, 자녀가 있는 여성에게서 53%인 반면, 1980년 코호트의 여성은 각각 29%, 16%로 비율이 매우 크게 감소하였다. 주 50시간 이상 근무를 하는 여성의 비율도 자녀가 없는 여성의 경우 23%에서 14%로 감소하였고, 자녀가 있는 여성의 경우 18%에서 5%로 감소하였다.

현재 일자리 근속연수의 평균은 자녀가 있는 여성과 없는 여성이 서로 다른 트렌드를 보인다. 자녀가 없는 여성의 경우 현재 일자리 평균 근속연수가 4.1년에서 3.9년으로 감소한 반면, 자녀가 있는 여성은 5.0년에서 6.1년으로 증가하였다.

2. 평균 모성 임금 격차의 변화

<표 4-4>는 1970년 코호트와 1980년 코호트의 평균 모성 임금 격차와 부성 임금 격차를 보여준다. 처음 두 개의 열은 합동OLS 결과이고 다음 열들은 고정효과모형의 결과이다. 마지막 두 열은 개인 고정효과와 배우자 더미까지 포함한 결과이다. 모든 결과는 연도 고정효과를 포함한다. 추정된 결과는 동일한 코호트의 자녀가 없는 여성(남성)과 자녀가 있는 여성(남성)의 임금 격차를 의미한다. 1970년 코호트 여성의 경우 어떤 모형도 유의미한 임금 격차를 발견하지 못하였다.

1980년 코호트 모성은 합동OLS 모형에서는 유의미한 임금 격차가 나타나지 않았지만 개인 고정효과를 포함했을 때 자녀가 있는 여성이 9% 낮은 임금을 보인다. 이는 아이를 낳은 여성들이 임금 측면에서 생산성

<표 4-4> 자녀로 인한 남녀 임금 변화 : 출생 코호트별 비교

	합동OLS		FE		FE	
	70s	80s	70s	80s	70s	80s
Panel A: 여성						
임금 격차	0.022 (0.031)	-0.006 (0.030)	0.038 (0.032)	-0.090*** (0.028)	0.033 (0.034)	-0.099*** (0.029)
N	4856	4258	4856	4258	4854	4258
Panel B: 남성						
임금 격차	0.182*** (0.019)	0.175*** (0.020)	0.056*** (0.019)	0.022 (0.017)	0.032 (0.021)	0.008 (0.017)
N	7538	5904	7538	5904	7538	5904
시간 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y	Y	Y
배우자 유무	N	N	N	N	Y	Y

주: <표 4-4>는 자녀가 임금에 미치는 영향을 합동OLS와 고정효과모형을 이용하여 출생 코호트별로 추정한 결과로, Panel A는 여성, Panel B는 남성의 결과를 보여줌. 처음 네 개의 열은 배우자 더미가 포함되지 않은 결과이고 마지막 두 개의 열은 배우자 더미를 포함한 고정효과모형의 결과임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 3~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

이 높은 여성들로 구성되었을 가능성이 높다는 의미이다. 즉, 1980년 코호트에서는 높은 임금을 받을 가능성이 높은 여성들이 자녀를 가질 가능성도 높다. 이는 1970년 코호트 여성 사이에서는 관찰되지 않는 결과이다. 1980년 코호트 여성에게서 나타나는 자녀의 부정적인 효과는 배우자 더미를 포함했을 때 소폭 악화된다. 배우자 더미를 포함한 고정효과모형의 결과 자녀가 있는 여성들은 그렇지 않은 여성들보다 10% 더 낮은 임금을 받는다. 배우자를 고려하지 않았을 때 편의가 양수이므로, 배우자가 있는 여성이 자녀를 가질 확률이 더 높다고 할 때, 배우자는 여성의 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

1970년 코호트 남성의 결과를 살펴보면 합동OLS의 결과 남성은 자녀가 있을 때 18.2% 더 높은 임금을 받는다. 개인의 이질적 특성을 통제하면 이 임금 격차는 5.6%로 줄어드는데, 이는 노동시장에서의 생산성이 높은 남성이 자녀를 가질 가능성이 더 높다는 것을 의미한다. 배우자 더미를 포함한 개인 고정효과모형의 결과 1970년 코호트 남성의 부성 프리미엄은 사라진다. 이는 개인의 이질적 특성을 통제한 뒤에도 나타나는 부성 프리미엄의 상당 부분이 결혼 프리미엄으로 설명될 수 있음을 의미한다.

1980년 코호트의 경우 합동OLS의 결과는 1970년 코호트 남성과 크게 다르지 않다. 합동OLS로 추정된 부성 프리미엄은 17.5%이지만 개인의 이질적 비관측 요인을 통제하면 부성 프리미엄은 크게 줄어들고 통계적으로도 유의미하지 않다. 1970년 코호트 남성과 마찬가지로 1980년 코호트 남성 또한 노동시장에서의 생산성과 자녀를 가질 확률이 정의 상관관계를 보임을 의미한다. 1970년 코호트와 동일하게 배우자 더미를 통제하였을 때 1980년 코호트 남성의 부성 프리미엄은 더 줄어든다.

1980년 코호트의 남성과 여성은 모두 노동시장 성과와 자녀 유무가 정의 상관관계를 갖는다. 반면, 1970년 코호트의 경우 남성은 노동시장 성과와 자녀 유무가 정의 상관관계를 갖지만 여성은 그렇지 않다. 노동시장에서의 생산성이 높은 남성이 결혼을 하고 자녀를 가질 확률이 높다는 사실은 과거부터 정형화된 사실이었으나 여성의 경우 그렇지 않다. 과거 여성은 노동시장에서의 성과가 좋을수록 결혼 및 자녀 출산을 미루거나

하지 않는 모습을 보여왔다. 여성의 출산 기회비용은 노동시장에서의 임금으로 대리(proxy)될 수 있고, 출산과 자녀 양육 시간의 기회비용이 고임금 여성들은 높았기 때문이다.

같은 논리로 노동시장 성과가 좋지 않은 여성들은 시간의 기회비용이 낮고, 생계유지의 목적을 위해 결혼과 출산을 비교적 이른 나이에 하는 경향이 있었다. 하지만 자녀가 있는 여성에게 부의 편익이 존재한다는(negative selection into motherhood) 과거는 한국 노동시장에서도 더 이상 사실이 아니다. 1980년 코호트 자녀가 있는 여성에게서 보이는 정의 편익(positive selection into motherhood)는 미국의 데이터에서도 관찰되는데, 1990년 이후 미국의 트렌드를 분석한 Kwak(2020)의 연구는 미국의 고임금 여성들을 중심으로 자녀를 출산하는 여성에게서 부의 편익(negative selection) 사라지고 노동시장 성과와 자녀 유무가 정의 상관관계를 갖는 정의 편익(positive selection)가 2000년 중반 이후 나타나고 있다고 서술한다.

3. 모성 임금 격차 분포의 변화

<표 4-5>는 각 코호트의 평균, 분위별 모성 임금 격차를 나타낸다. 앞의 추정 모형과 마찬가지로 연도, 개인 고정효과, 배우자 더미가 포함된 결과이다. 평균 고정효과모형의 결과 1970년 코호트는 유의미한 모성 임금 격차가 관찰되지 않았다. 하지만 1980년 코호트는 자녀가 있는 여성이 자녀가 없는 여성보다 평균적으로 10% 낮은 임금을 받고 있다.

이를 임금수준별로 살펴보면 1970년 코호트의 경우 저임금 여성에게서 10%가 넘는 큰 모성 불이익이 관찰되는 반면, 고임금 여성에게서는 20%가 넘는 모성 프리미엄이 관찰된다. 하위 5% 임금수준에서 자녀가 있는 여성의 임금이 자녀가 없는 동일 코호트 여성보다 12% 낮고, 하위 25%에서는 13.5% 더 낮다. 중위 임금수준부터는 유의미한 모성 임금 격차가 관찰되지 않는다. 상위 25%와 상위 5%에서는 모성 프리미엄이 관찰되는데, 자녀가 있는 여성 임금의 75분위 값과 95분위 값이 동일 코호트 자녀가 없는 여성의 분위 값들보다 각각 22.6%, 26.9% 더 높다.

1970년 코호트와 비교하여 1980년 코호트에서 자녀는 여성의 임금수준을 더 크게 낮추는 역할을 한다. 우선 하위 5% 임금수준에서는 자녀가 있는 여성의 임금이 동일 코호트의 자녀가 없는 여성보다 21.8% 낮고, 하위 25%에서는 14.2% 낮다. 저임금 여성에게서 나타나는 모성 패널티는 1970년 코호트 결과와 같이 중위 임금부터 사라진다. 1970년 코호트의 고임금 여성에게서 모성 프리미엄이 나타났던 것과 달리 1980년 코호트에서는 모성 프리미엄이 관찰되지 않았다. 1970년 코호트의 경우 저임금 여성은 자녀 출산 후 임금 하락을 경험하지만 고임금 여성들이 출산 후 오히려 임금이 증가하는 모습을 보여 저임금 여성의 모성 패널티를 상쇄하였다. 1980년 코호트의 저임금 여성들은 이전 코호트 여성보다 출산 후 상대적으로 더 큰 폭의 임금 하락을 경험하고 이전 코호트의 고임

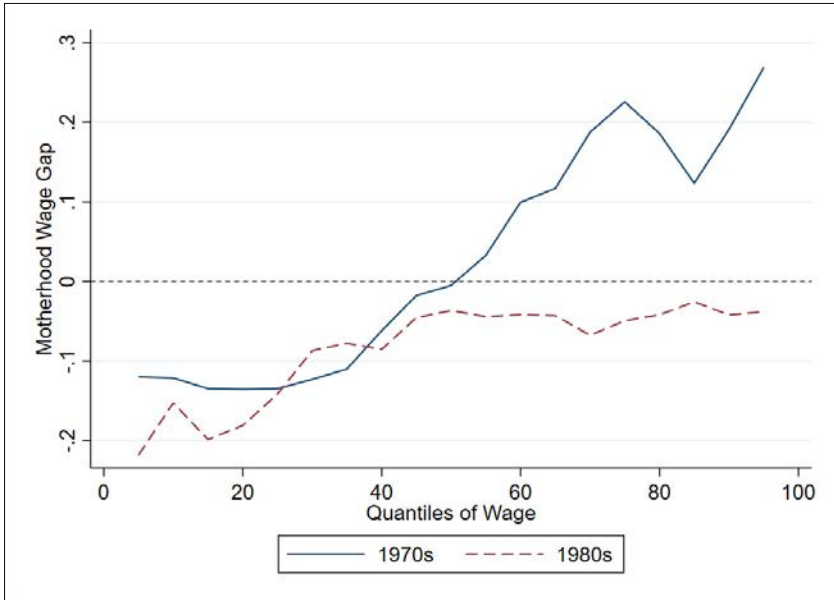
〈표 4-5〉 모성 임금 격차의 분포 : 출생 코호트별 비교

	전체 2000~2018	1970 코호트 2000~2009	1980 코호트 2010~2018
FE	-0.031 (0.023)	0.033 (0.034)	-0.099*** (0.029)
q=5	-0.162*** (0.053)	-0.120* (0.065)	-0.218** (0.089)
q=25	-0.126*** (0.033)	-0.135*** (0.039)	-0.142*** (0.049)
q=50	-0.011 (0.036)	-0.005 (0.053)	-0.037 (0.042)
q=75	0.035 (0.046)	0.226*** (0.078)	-0.049 (0.058)
q=95	0.097 (0.077)	0.269* (0.139)	-0.038 (0.087)
N	9112	4854	4258

주: 각 셀은 무조건부 분위회귀(UQR) 분석을 이용하여 출생 코호트별 모성 임금 격차를 5, 25, 50, 75, 90분위에서 각각 추정한 값으로, 모든 결과는 나이, 나이 제곱, 학력, 배우자 유무와 개인 및 시간 고정효과가 포함된 결과임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 3~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

[그림 4-2] 출생 코호트별 모성 임금 격차의 분포



주: 무조건부 분위회귀(UQR) 분석을 이용하여 출생 코호트별 모성 임금 격차를 5분위에서 95분위에까지 5분위 단위로 추정된 값을 그린 그래프임. 모든 결과는 나이, 나이 제곱, 학력, 배우자 유무와 개인 및 시간 고정효과가 포함된 결과임.
 자료: 『한국노동패널』 3~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

금 여성들이 보이던 모성 프리미엄을 보이지 않기 때문에 평균적인 자녀의 효과는 더욱 악화된 것이다.

출생 코호트별 모성 임금 격차의 분포를 보다 분명히 보기 위하여 임금 분포 하위 5%부터 상위 5%까지 5분위 단위로 모성 임금 격차를 추정하였다(그림 4-2 참조). 1970년 코호트의 경우 저임금에서 고임금으로 갈수록 음의 모성 임금 격차가 점차 감소하다 55분위부터 모성 프리미엄이 나타난다. 40분위 미만의 저임금에서 자녀가 있는 여성의 임금은 자녀가 없는 여성보다 약 11~14% 낮지만 60분위 이상부터 오히려 자녀가 있는 여성의 임금이 10% 이상 높다. 1970년 코호트에서 평균적으로 유의미한 모성 임금 격차가 나타나지 않는 이유는 저임금 여성 사이에서 관찰되는 모성 패널티를 고임금 여성의 모성 프리미엄이 상쇄하였기 때문이다.

반면, 1980년 코호트의 경우 임금수준이 상승할수록 모성 임금 격차가 줄어들기는 하지만 그 정도가 1970년 코호트와 비교하여 미미하다. 모든 임금수준에서 자녀가 있는 여성의 임금수준이 자녀가 없는 상태보다 더 낮고, 이 중 40분위 이하의 저임금 구간에서 관찰되는 모성 패널티는 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의미한 결과이다. 중위 임금 이하에서 두 코호트의 모성 임금 격차는 비슷하지만 중위 임금 이상에서 1970년과 1980년 코호트의 차이가 두드러지게 나타난다. 1970년 코호트와 달리 1980년 코호트에서는 모성 프리미엄이 관찰되지 않기 때문에 저임금 여성의 모성 패널티가 상쇄되지 못하고, 1980년 코호트의 평균 모성 임금 격차는 1970년 코호트의 평균보다 크게 추정된다.

제4절 성별 임금 격차와 모성 임금 격차

성별 임금 격차의 원인으로 가장 먼저 생각되는 요인은 자녀 출산 후 여성의 임금 감소이다. 자녀 출산과 양육으로 인해 여성의 근로시간과 생산성이 남성에 비해 줄어든다는 것이다. 앞서 1970년 코호트와 1980년 코호트의 모성 임금 격차를 비교한 결과 자녀가 있는 여성의 상대임금이 1980년 코호트에서 크게 줄어들었다. 모성 불이익(motherhood penalty)이 성별 임금 격차의 주요한 원인이라면(그것이 인과적 요인에 의한 모성 불이익이든 선택 편의에 의한 모성 불이익이든 상관없이) 1970년 코호트와 비교하여 1980년 코호트에서 성별 임금 격차가 더 크게 나타날 것이다.

이를 살펴보기 위해 평균과 임금수준별로 각 코호트의 성별 임금 격차를 추정해 보았다.

$$\ln(\text{wage}) = \beta_0 + \beta_1 \text{sex} + \beta_2 X + \phi_y + \varepsilon \quad (4.2)$$

위 추정식을 코호트별로 OLS와 UQR을 사용하여 추정한다. 표기의

단순화를 위해 코호트와 임금 분위기를 의미하는 하첨자는 생략한다. sex는 남성일 경우 1, 여성일 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. X는 통제 변수들의 벡터로 나이, 나이 제곱, 교육 수준, 배우자 유무⁷⁾가 포함된다. ϕ_y 는 시간 고정효과를 의미한다. 개인 고정효과를 통제할 경우 성별 더미변수의 계수를 추정할 수 없기 때문에 개인 고정효과는 포함하지 않는다. β_1 은 코호트별 성별 임금 격차 혹은 동일 코호트의 여성과 비교한 남성의 상대임금을 나타낸다.

<표 4-6>의 결과를 살펴보면 우선 평균적인 성별 임금 격차는 두 코호트 사이에 차이가 없다. 두 코호트 모두에서 남성은 동일 코호트 내 여성들보다 약 20% 더 높은 임금을 받고 있다. 이를 임금 분위별로 살펴보면 성별 임금 격차는 25분위와 50분위에서 가장 크게 나타나며, 전반적으로 성별 임금 격차는 모든 임금수준에서 15% 이상으로 크게 나타난다. 이는 두 코호트 모두 동일하다. 코호트 간 비교해 보면 성별 임금 격차는 중위 임금 이하의 구간에서 다소 줄어들고 그 이상의 임금 구간에서 조금 증가하지만 그 차이가 크지 않다. 분위회귀 분석에서 추정된 코호트 간 모성 임금 격차와 성별 임금 격차의 수치를 일대일로 비교할 수는 없다. 각각은 서로 다른 임금 분포상에서 정의된 분위 값이기 때문이다. 따라서 단순히 평균을 비교해 보면, 모성 임금 격차가 나타나지 않은 코호트와 모성 임금 격차가 크게 나타난 코호트 모두에서 성별 임금 격차는 동일하게 나타난다. 음의 모성 임금 격차가 1980년대 코호트에서 크게 증가한 반면, 성별 임금 격차는 거의 차이가 없다는 사실은 한국 노동시장에서 실제 드러난 모성 불이익의 규모가 성별 임금 격차를 설명하는 주요한 요인이 아닐 수도 있음을 함의한다.

7) 자녀 유무를 통제했을 때 두 코호트의 평균 성별 임금격차는 각각 0.195, 0.198이며 이들 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의했다. 무조건부 분위회귀 분석을 통해 추정된 결과도 자녀 유무를 통제했을 때와 통제하지 않았을 때 비슷한 값을 가진다. 자녀 유무를 통제했을 때 β_1 은 자녀 유무 상태가 동일한 남성과 여성의 임금을 비교한 결과를 나타낸다.

〈표 4-6〉 성별 임금 격차의 분포

	1970s~1980s	1970 코호트 2000~2009	1980 코호트 2010~2018
평균	0.197*** (0.012)	0.195*** (0.017)	0.198*** (0.016)
q=5	0.186*** (0.015)	0.174*** (0.020)	0.159*** (0.020)
q=25	0.224*** (0.010)	0.231*** (0.013)	0.200*** (0.011)
q=50	0.202*** (0.008)	0.211*** (0.012)	0.204*** (0.010)
q=75	0.178*** (0.007)	0.159*** (0.012)	0.186*** (0.010)
q=95	0.167*** (0.013)	0.172*** (0.020)	0.171*** (0.018)
N	22554	12392	10162

주: 첫 행은 고정효과모형을 사용하여 추정된 평균 성별 임금 격차이고, 이후 각 셀은 무조건부 분위회귀(UQR) 분석을 이용하여 출생 코호트별 모성 임금 격차를 5, 25, 50, 75, 90분위에서 각각 추정한 값임. 모든 결과는 나이, 나이 제곱, 학력, 배우자 유무와 개인 및 연도 고정효과를 포함하여 추정한 결과이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 3~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

제5절 소 결

본 장에서는 분석 표본을 기간 및 출생 코호트를 기준으로 나누어 모성 임금 격차의 변화를 살펴보았다. 1970년대 출생 여성의 2000~2009년 표본과 1980년대 출생 여성의 2010~2018년 표본을 이용하여 평균 모성 임금 격차와 모성 임금 격차의 분포를 추정하고 이를 비교하였다. 요약 통계를 보면 1980년 코호트는 1970년 코호트에 비해 자녀가 있는 여성의 비율이 9%포인트 낮고, 첫 출산 연령이 1.6세 높아 출산을 미루거나 기

피하는 현상이 더 강한 것으로 나타난다. 1970년 코호트는 자녀가 있는 여성의 교육 수준이 더 낮으나, 1980년 코호트에서는 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 평균적인 교육 수준에 차이가 없다.

두 코호트의 모성 임금 격차를 비교한 결과 동일 코호트 내 자녀가 없는 여성 대비 유자녀 여성의 상대적 임금은 시간이 지날수록 더 악화되었다. 1970년 코호트는 평균적으로 유의미한 임금 격차를 발견할 수 없었으나, 1980년 코호트는 자녀가 있는 여성이 없는 여성보다 약 10% 더 낮은 시간당 임금을 받는다. 임금수준별로 살펴보면 저임금 구간에서 동일 코호트 자녀가 없는 여성 대비 자녀가 있는 여성의 상대임금이 시간이 갈수록 더 낮아졌고, 고임금 구간에서는 모성 프리미엄이 사라졌다. 1970년 코호트의 평균 모성 임금 격차는 저임금 구간 유자녀 여성의 임금 불이익(motherhood penalty)과 고임금 구간 유자녀 여성의 임금 프리미엄이 상쇄되어 유의미한 평균 격차가 없는 것처럼 관찰이 되었다. 하지만 1980년 코호트의 경우 고임금 구간 모성 프리미엄이 사라져서 평균 모성 임금 격차가 악화된 것으로 추정된다.

경력 초기 여성들(20~39세)이 자녀 출산 후 겪는 임금 감소는 시간이 지날수록 악화되는 것으로 보인다. 모성 프리미엄은 선택편의에 의한 결과라고 해석할 때 모성 프리미엄이 사라졌다는 것은 출산의 노동시장 기회비용이 작아지는 시점과 그 시점에서 이루어지는 실제 출산의 상관관계가 낮아졌거나 그 시점 특징이 여성의 임금에 미치는 긍정적인 영향이 작아졌다는 것을 함의한다.⁸⁾ 어느 경우이든 이는 고임금 여성들이 출산을 기피하는 현상과 관련이 있다. 출산의 노동시장 기회비용이 작아지는 시점이 시간이 지날수록 모호해지는 것이라면 이는 고임금 여성의 출산 기피를 더욱 촉진할 것이다. 또한, 저임금 여성들 사이의 모성 불이익이 더욱 심화되거나 정체되는 모습은 저임금 여성들이 출산을 기피하는 요인이 될 수 있다.

본 장의 결과는 모든 임금수준에서 출산으로 인한 여성의 노동시장 기회비용이 점차 커지고 있음을 보여준다. 경제활동을 원하고 노동시장에

8) 개인의 이질적 시간 불변의 특성은 통제되었으므로 선택편의가 나타난다면 이는 시간에 따라 변하는 비관측 요인에 의한 것이기 때문이다.

서 성공적인 커리어를 이어나가고자 하는 고숙련 여성들에게 출산의 최적 시점(노동시장 기회비용이 작아지는 시점)이 모호해진다면 고임금·고숙련 여성의 출산율은 계속 낮아질 것이다. 미국의 경우, 고임금 여성들은 저임금 여성들과 반대되는 출산율 추세를 보인다. 즉, 저임금 여성들의 출산율은 점차 낮아지고 고임금 여성들의 출산율은 점차 증가하고 있다. 미국에서도 고임금 여성들 사이에서는 명확한 모성 프리미엄이 관찰된다. 이러한 미국의 출산율 추이와 관찰되는 모성 프리미엄은 고숙련·고임금 여성이 직면하는 출산의 노동시장 기회비용이 작아진다면 그들의 출산율은 증가할 수 있다는 가능성을 함의한다. 저임금 여성의 경우 출산 후 임금 하락을 경험하고, 이 또한 시간이 지날수록 개선되지 않는 모습을 보인다. 이러한 현상이 지속된다면 출산은 저임금 여성의 빈곤율을 더욱 높일 것이다.

제 5 장

첫 출산과 경력단절

제1절 서론

앞선 장들에서는 모성 임금 격차의 분포를 다양한 각도에서 분석하였다. 이들 분석은 모성 임금 격차의 정의상 출산 전후 임금근로자인 여성만을 분석 대상으로 한다. 분석 대상의 제한으로 출산 후 노동시장을 이탈한 여성의 문제를 다루지 못하여 본 연구의 마지막 장에서 여성의 출산과 경력단절에 관하여 간단한 분석 결과를 추가로 제시하고자 한다. 본 장에서는 Kleven et al.(2019)의 이벤트 스터디(event study) 방법을 이용하여 출산 전후 남성과 여성의 취업 상태, 월평균 근로소득 및 시간당 임금의 변화를 추정하고 비교한다. 특히 출산 전후 취업 상태의 변화는 출산 후 여성의 경력단절과 그 지속성을 살펴볼 수 있는 결과를 제시할 것이다.

출산 후 여성의 경력단절은 출산으로 인한 여성의 인적자본 손실을 유발하므로 성별 노동시장 격차를 악화하고 국가 차원에서 효율적 인적자본 활용을 저해하는 요인이 된다. 한국에서 여성의 교육 수준과 노동시장 참여율이 계속하여 증가하고 있긴 하지만 여전히 출산 후 양육 책임의 대부분은 남성보다 여성에게 지워지고 출산 후 여성의 경력단절은 흔히 관찰된다. 본 장에서는 이벤트 스터디 방법을 활용하여 이 사실을 「한국노동패널」을 통해 확인하고자 한다.

제2절 실증분석 모형

자녀 출산 후 남성과 여성의 노동시장 성과 변화를 살펴보기 위해 Kleven et al.(2019)의 이벤트 스터디(event study) 방법을 『한국노동패널』에 적용하고자 한다. Kleven et al.(2019) 논문에서의 방법론을 이용한 것이므로 비교를 위해 같은 표기법을 사용한다. 출산 결정은 외생적인 조건이 아니므로 분석의 결과가 출산으로 인한 인과관계를 의미하는 것은 아니지만 출산 후 여성의 노동시장 성과가 급격하게 변화하였다면 이는 출산의 영향으로 해석할 수 있다. 분석 결과를 출산의 영향으로 해석하기 위해서는 출산이라는 사건(event)이 없었더라면 여성의 노동시장 성과가 시간에 따라 완만한 변화는 보일 수 있지만 급격하게 변화하지는 않았을 것이라는 가정이 필요하다.

우선 첫 출산 시점을 $t=0$ 이라고 표기하고, $t=-2$ 부터 $t=5$ 까지의 분석 기간(event window)을 설정하였다. 첫 출산 2년 전부터 5년 후까지의 노동시장 성과를 추정하는 것이다. 구체적인 추정식은 식 (5.1)과 같다.

$$W_{iyt} = \sum_{j \neq -1} \alpha_j I[j = t] + \sum_k \beta_k I[k = age_{iy}] + \sum_k \gamma_k I[k = y] + e_{iyt} \quad (5.1)$$

하첨자 i 는 개인, y 는 조사연도, t 는 출산 전후 시점(event time)을 의미한다. 좌변은 노동시장 성과 변수로 취업 여부, 월평균 임금, 시간당 임금을 나타낸다. $I[\cdot]$ 는 지시함수(indicator function)이고, 우변의 첫 번째 항이 출산 전후 시점에 따른 영향을 추정하는 변수이다. $t=-1$ 더미를 포함시키지 않았으므로 추정되는 계수는 개인 i 의 출산 1년 전 노동시장 성과와 비교한 출산의 상대적 영향력을 의미한다. 두 번째 항은 개인의 나이 더미이고, 마지막 항은 조사연도 더미이다. 분석 기간이 첫 출

산을 기점으로 한 상대적인 시간 흐름을 의미하므로 나이와 조사연도 더미를 포함함으로써 개인의 생애주기 트렌드와 시간 트렌드를 통제해 주어야 한다. 위의 식을 남성과 여성을 나누어 추정하고 그 결과를 비교할 것이다.

분석 기간 동안 모두 설문에 응답한 표본만 추정에 사용할 수 있으므로 임금근로자만 한정할 경우 표본의 제약이 너무 크다. 따라서 본 장에서는 앞선 장들과는 달리 나이 제약을 없애고, 미취업자도 추정에 포함한다. 종속변수가 임금 관련 변수일 때 미취업자의 임금은 0이다. 이때 절대적 임금 변화가 아니라 상대적 임금 변화를 보기 위해 Kleven et al.(2019)의 연구에서처럼 자녀가 없었을 경우의 기대 임금을 기준으로 아래와 같이 상대적 임금 변화분을 살펴보고자 한다.

$$P_t \equiv \frac{\hat{\alpha}_t}{E[\widehat{W}_{iyt} | t]}$$

$\hat{\alpha}_t$ 는 식 (5.1)에서 추정된 시점 t 각각에 해당하는 계수의 추정치이다. 분모는 이벤트 더미가 없는 상태에서의 노동시장 성과 기댓값으로 자녀가 없었을 경우 받았을 가상의 임금, 혹은 가상의 취업 상태를 의미한다.

제3절 결과

1. 요약통계

분석에 사용된 표본의 요약통계는 <표 5-1>과 같다. 주요 표본은 임금근로자와 미취업자로 구성되어 있다. 임금 변수 때문에 주요 표본은 자영업자를 포함하지 않았으나 후에 취업 여부 분석에서는 자영업자까지 포함한 결과도 함께 제시한다.

〈표 5-1〉 이벤트 스터디(event study) 표본 요약통계량

	표본 수	평균	표준편차	최소	최대
여성					
나이	2,744	31.19	4.23	18	48
첫 출산시기	2,744	2007.27	4.00	2000	2013
취업 여부	2,744	0.42	0.49	0	1
월평균 임금	2,744	81.04	112.18	0	763.13
시간당 임금	2,744	0.46	0.67	0	6.28
남성					
나이	2,400	33.93	4.43	20	53
첫 출산시기	2,400	2007.56	3.92	2000	2013
취업 여부	2,400	0.96	0.18	1	2
월평균 임금	2,400	280.19	141.20	0	3502.16
시간당 임금	2,400	1.48	0.85	0	20.13

주: 표본 수는 전체 표본 수를 나타내며, 분석 기간(event window)이 8년이므로 표본에 포함된 여성의 수는 343명, 남성은 300명임.
 자료: 『한국노동패널』 1~21차를 이용하여 저자가 작성.

여성의 평균 나이는 31세, 남성의 평균 나이는 34세로 남성이 여성보다 약 3세 많다. 조사가 가구 단위로 이루어지므로 데이터의 특성상 남성과 여성의 첫 출산 연도는 거의 같다. 표본에서 여성의 경우 42%의 여성들이 임금근로자이고 58%의 여성들이 미취업 상태이다. 반면 남성의 경우 96%가 임금근로자이고 4%만이 미취업 상태이다. 미취업 상태까지 포함한 여성의 월평균 임금은 81만 원이고 시간당 임금은 4,600원이다. 미취업 상태까지 포함한 남성의 월평균 임금은 280만 원이고 시간당 임금은 1.48만 원이다. 미취업 상태를 제외한 여성의 월평균 임금은 195만 원, 시간당 임금은 1.11만 원이다. 임금 관련 변수는 모두 2015년 기준 실질임금이다.

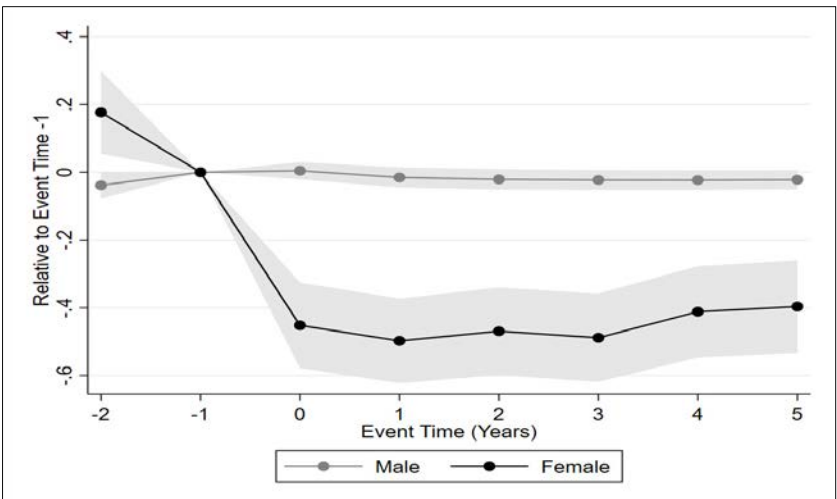
2. 첫 출산 후 남성과 여성의 취업 상태 변화

[그림 5-1]과 [그림 5-2]는 첫 출산 후 남성과 여성의 취업 상태 변화를 나타내는 결과이다. [그림 5-1]은 임금근로자만 포함한 결과이고 [그

립 5-2)는 자영업까지 포함하여 도출한 결과이다. Event time 0은 첫 출산 시점을 의미하고, 출산 전 해인 $t = -1$ 이 비교 시점이다. 남성은 출산 전후 취업 상태에 거의 변화가 없다. 오히려 출산 시점 2년 전보다 그 후 취업 확률이 아주 조금 늘어나고 출산 1년 전부터 그 이후까지 통계적으로 유의미한 수준의 변화를 보이지 않는다.

반면, 여성은 출산하는 시점부터 취업 상태가 급격히 변한다. 우선 임금근로자만 포함한 결과를 살펴보면, 출산 2년 전보다 출산 1년 전, 즉 임신 시점부터 크게 취업 확률이 낮아진다. 임신 시점을 기준으로 그 전해에 여성이 취업 상태에 있을 확률이 17.7% 높다. 첫 자녀를 출산하는 해에 취업 확률은 그 전 해(임신 시점의 해)보다 45% 이상 감소한다. 이때 감소한 취업 확률은 출산 3년 후까지 악화되는 모습을 보이다 취업 4년째부터 조금 증가하지만 그 증가분은 매우 미미하여 첫 출산 1년 전과 비교했을 때 여성들의 취업 확률은 출산 후 5년까지도 거의 회복하지 못한다.

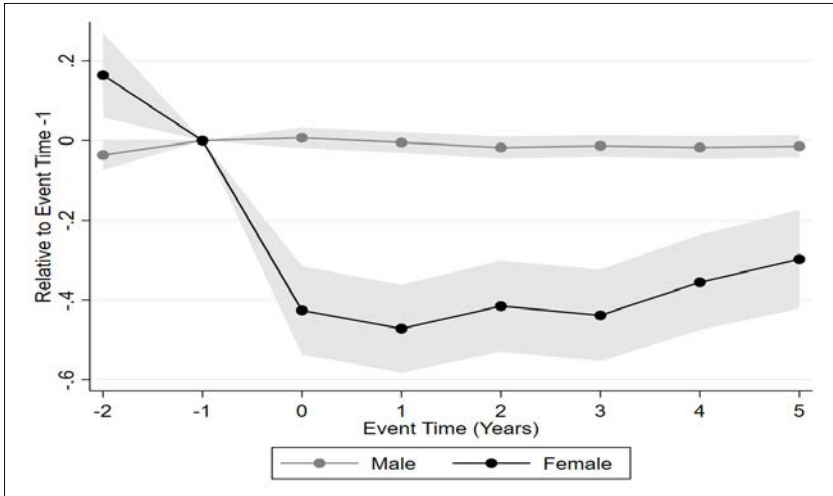
(그림 5-1) 첫 출산 후 취업 상태 변화(임금근로자만 포함)



주: 가로축은 출산 전후 시점(event time)을 나타내고, 출산 시점은 이벤트 타임이 0일 때임. 세로축은 출산 1년 전과 비교한 상대적 취업 확률을 뜻하며, 음영은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

[그림 5-2] 출산 후 취업 상태 변화(자영업 포함)



주: 가로축은 출산 전후 시점(event time)을 나타내고, 출산 시점은 이벤트 타임이 0일 때임. 세로축은 출산 1년 전과 비교한 상대적 취업 확률을 뜻하며, 음영은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

임금근로자만 포함한 모형보다 자영업자까지 포함한 모형에서 3년 이후 여성의 취업 확률 증가가 더 크다. 임금근로자만 포함한 모형에서 출산 4년 후 취업 확률은 출산 전 해와 비교하여 41.2% 낮고, 5년 후 확률은 39.7% 낮다. 반면, 자영업자까지 포함한 모형에서는 4년 후 35.5%, 5년 후 29.7% 더 낮다. 여성들은 출산 후 높은 확률로 경력단절을 경험하고 경력단절 현상은 출산 후 5년 이내에도 회복되지 않는다.

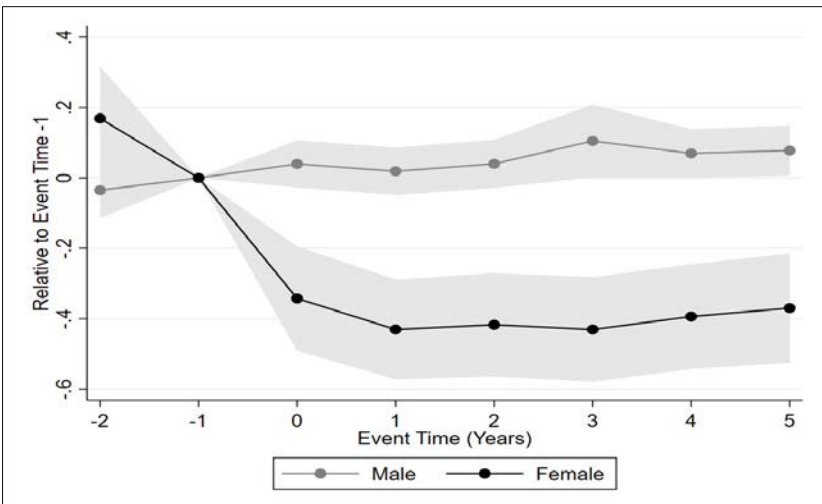
3. 첫 출산 후 남성과 여성의 임금 변화

[그림 5-3]과 [그림 5-4]는 첫 출산 후 남성과 여성의 월평균 임금 및 시간당 임금의 변화를 보여준다. 출산 후 미취업으로 전환한 여성들의 임금은 0으로 포함되었기 때문에 임금근로자만 포함했을 때보다 출산 후 임금 하락이 더 크게 나타난다. 월평균 소득과 시간당 임금의 변화는 거의 비슷한 결과를 보인다. 남성의 경우 첫 아이를 낳은 후 5년 안에 임금

이 상승하는 모습을 보인다. 출산 직전 해($t=-1$)와 비교하여 출산 당해($t=0$) 월평균 소득은 4%, 시간당 임금은 5% 상승한다. 출산 후 3년, 월평균 임금은 10.5%, 시간당 임금은 11.6% 상승한다. 출산 후 5년, 남성의 월평균 근로소득은 7.8%, 시간당 임금은 7.9% 증가한다.

반면 여성의 경우 임금이 크게 하락한다. 출산 직전 해($t=-1$)와 비교하여 그 전 해($t=-2$)의 여성의 월평균 소득은 16.9%, 시간당 임금은 16% 더 높다. 이는 여성이 임신하는 시점부터 여성의 노동시장 성과가 위축되기 시작함을 의미한다. 출산 당해($t=0$)에는 출산 전 해와 비교하여 월평균 소득이 34.2%, 시간당 임금이 35% 하락한다. 이러한 임금 하락은 출산 후 2~3년까지 악화되지만 그 후 조금 회복되는 모습을 보인다. 하지만 출산 후 5년째 해까지도 여성의 월평균 근로소득은 출산 전 해와 비교하여 37%, 시간당 임금은 32.8% 하락한다. 이러한 임금 하락은 출산 후 경력단절되는 여성이 40%에 육박하는 앞선 내용에서 일부 비롯된 것이다.

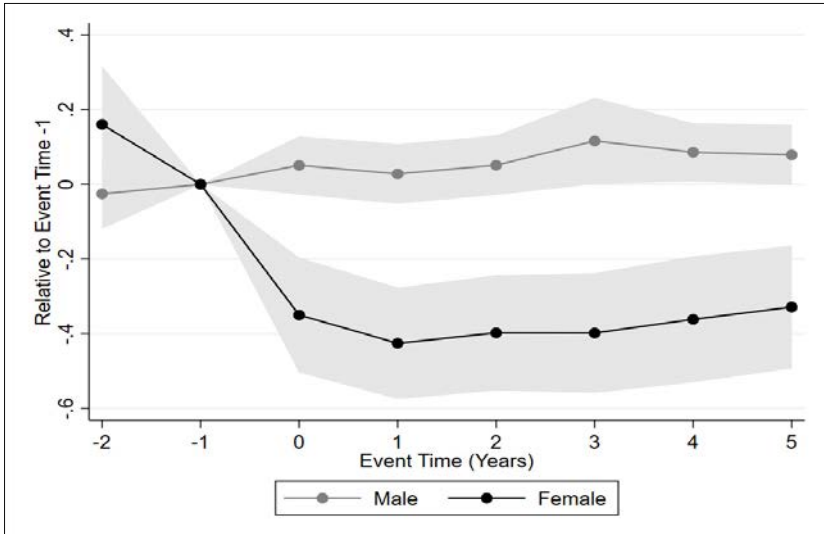
[그림 5-3] 첫 출산 후 월평균 소득 변화



주: 가로축은 출산 전후 시점(event time)을 나타내고, 출산 시점은 이벤트 타임이 0일 때임. 세로축은 출산 1년 전과 비교한 월평균 근로소득을 뜻하며, 음영은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

[그림 5-4] 첫 출산 후 시간당 임금의 변화



주: 가로축은 출산 전후 시점(event time)을 나타내고, 출산 시점은 이벤트 타임이 0일 때임. 세로축은 출산 1년 전과 비교한 상대적 시간당 임금을 뜻하며, 음영은 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 『한국노동패널』 1~21차 자료를 이용하여 저자 작성.

제4절 소 결

본 장에서는 이벤트 스터디(event study) 방법을 이용하여 출산이 여성의 취업과 임금에 어떠한 영향을 미치는지 남성과 비교하여 살펴보았다. 첫 출산 시점 전후 분석 기간(event window) 동안 모두 조사에 임한 응답자만 분석 표본에 포함되어 표본 수에 제약이 있었기 때문에 본 장의 분석 결과를 일반화할 수는 없다. 그럼에도 본 장에서 분석한 결과는 첫 출산 전후 노동시장 성과의 변화에 있어 남성과 여성의 극명한 차이를 보여준다. 첫 출산을 기점으로 8년간 모두 응답에 참여한 남성과 여성 표본의 선정에 남녀 편이가 비슷하게 발생하였다면⁹⁾, 이 차이는 출산이

9) 『한국노동패널』은 가구 단위 조사이므로 자녀가 있는 가구의 남녀 응답자 표본에

남성과 여성의 노동시장 성과에 다른 영향을 미치고 있음을 뜻한다.

남성의 취업 상태는 첫 출산의 영향을 받지 않는다. 출산 전과 후 남성의 취업 상태는 변화가 없다. 하지만 여성은 임신 시점부터 취업 확률이 감소하고 출산 당해 연도부터는 취업 확률이 훨씬 더 크게 감소한다. 이를 출산 휴가와 육아휴직에 의한 영향으로 볼 수 있기에 출산 후 5년까지 취업 상태를 추정하였으나 감소한 취업 확률은 출산 후 5년까지도 회복되지 않는 모습을 보였다.

『경력단절 여성 등의 경제활동 촉진법』 제4조에 의해 정부는 2010년부터 5년 단위로 경력단절 여성 등의 경제활동 촉진에 관한 기본계획을 수립하고 정책을 마련하고 있다. 한국의 여성 경제활동은 초기 진입은 양호하지만 지속근무와 재진입이 OECD 국가 평균보다 훨씬 낮은 형태를 보인다(여성가족부, 2014). 『경제활동인구조사』 자료를 이용하여 연령별 고용동향을 살펴보아도 20대 후반 남성과 여성의 학력별 고용률은 비슷하지만 30대 이후부터 남성의 고용률은 높아지고 여성의 고용률은 떨어지는 모습이 뚜렷하게 나타난다. 그리고 여성의 고용률은 40대 초반까지도 회복되지 않는다. 본 연구의 결과뿐만 아니라 다양한 연구에서 이미 보여진 한국 여성의 출산 후 높은 경력단절 비율은 경력단절 여성의 복귀를 지원하는 정책과 더불어 출산이 여성의 노동시장 참여 지속성을 저해하지 않도록 지원하는 정책의 필요성을 제기한다.

제 6 장

요약 및 정책제언

제1절 요약

본 연구는 임금수준에 따른 모성 임금 격차의 이질성과 변화를 확인하고 한국의 모성 임금 격차와 관련한 광범위한 실증분석 결과를 제시하였다. 먼저, 한국 노동시장에서 관찰되는 평균 모성 임금 격차와 모성 임금 격차의 분포를 추정하고 임금수준에 따른 모성 임금 격차의 이질성을 확인하였다. 평균적으로 여성은 자녀가 있을 때 5.7% 더 낮은 임금을 받는다. 이러한 평균적인 모성 불이익(motherhood penalty)은 고임금 여성들이 아닌 저임금 여성들로부터 비롯된 결과이다. 모성 임금 격차의 분포를 추정한 결과 저임금, 중간임금 구간의 여성들은 유의미한 모성 불이익을 경험하고 그 크기는 저임금 여성일수록 더 크게 나타났다. 반면, 고임금 구간의 여성들은 오히려 자녀를 출산한 여성들의 임금이 더 높은 모성 프리미엄이 관찰되었다.

고임금 여성과 비교할 때 저임금 여성에게서 더 큰 모성 불이익이 나타나는 이유로 자녀 양육 시간의 대체 용이성을 생각할 수 있다. 과거 자녀 양육과 교육 서비스 시장이 충분하지 않을 때에는 여성이 자녀 양육의 대부분을 감당해야 했고, 고임금 여성은 자녀 양육으로 인해 지불하는 노동시장 기회비용이 컸다. 하지만 과거에 비해 양육 및 교육 시장이 크게 확대되고 있다. 이에 따라 부모는 자녀 양육 시간의 상당 부분을 시

장에서 대체할 수 있다.

고임금 구간의 여성들은 저임금 구간의 여성들보다 자녀 양육 시간을 더 쉽게 대체할 수 있다. 경제학 이론에서는 여성들이 자녀 양육을 위해 지출하는 단위 비용과 노동시장에서 본인이 얻는 단위 임금이 같아지는 지점에서 양육을 시장에 위탁하는 것이 가장 효율적인 상태이다. 시장의 작용대로만 놓고 보면 고임금 여성들은 자녀 양육의 많은 부분을 시장에 위탁하지만 저임금 여성들은 자녀 양육의 상당 부분을 본인이 감당하게 될 것이다. 이는 노동시장에서의 생산성 및 가치 하락으로 나타나고, 저임금 구간에서 음의 모성 임금 격차를 유발하는 요인이 된다.

모성 불이익은 평균적으로 자녀의 수가 많아질수록 커진다. 예컨대, 한 명의 자녀가 있는 여성보다 두 명의 자녀를 둔 여성의 임금 감소가 더 크게 나타난다. 자녀 수에 따른 모성 불이익의 차이 또한 여성의 임금 분위에 따라 달라진다. 한 자녀를 둔 여성의 모성 임금 격차 분포는 임금 분위가 증가함에 따라 완만하게 개선되고, 중위 임금 이상에서는 유의미한 모성 불이익이 관찰되지 않는다. 하지만 자녀를 두 명 둔 여성 중 임금이 40분위 이하인 여성은 20%가량의 큰 임금 하락을 경험하고, 40분위부터 모성 불이익의 크기가 감소하기 시작한다.

한 가지 흥미로운 사실은 80분위 이상의 고임금 구간에서는 자녀를 두 명 둔 여성의 상대임금이 자녀를 한 명 둔 여성의 상대임금보다 높게 나타났다. 80분위 아래에서 자녀의 수는 여성의 임금에 부정적인 영향을 미친다. 하지만 초고임금 구간에서는 오히려 자녀가 두 명인 여성의 임금이 자녀가 없거나 한 명인 여성의 임금보다 더 높다. 이 결과는 여성의 임금수준과 가족의 크기는 부의 상관관계를 갖는다는 전통 경제학에서의 정형화된 사실이 고임금 여성에게는 더 이상 적용되지 않음을 의미한다.

또 한 가지 흥미로운 사실은 결혼의 효과가 남성과 여성에게서 다르게 나타나고, 여성 중에서도 고임금 여성과 저임금 여성에게서 다르게 나타난다는 사실이다. 배우자 유무를 통제할 때 남성은 부성 프리미엄이 절반 이상 감소하지만 여성의 모성 임금 격차는 평균적으로는 큰 차이가 없다. 남성은 배우자의 역할이 부성 프리미엄의 절반 이상을 설명하지만

여성은 배우자의 유무가 평균적으로는 모성 패널티에 영향을 주지 않는다. 하지만 이를 여성의 임금 분포별로 살펴보았을 때 저임금 여성은 배우자의 존재가 오히려 임금을 부정적인 영향을 미쳤고, 고임금 여성은 남성과 마찬가지로 배우자가 임금을 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 노동시장에서의 기회비용이 상대적으로 적은 저임금 여성들은 가사 및 자녀 양육에 배우자보다 더 많은 시간을 할애할 가능성이 높고 이 때문에 결혼으로 인한 임금 감소가 나타날 수 있다.

전반적인 모성 임금 격차의 추정과 해석에 이어 제3장에서는 노동시장 특성에 따라 모성 임금 격차의 분포가 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 이 분석을 통해 제2장에서 보인 임금수준별 이질적 모성 임금 격차의 원인을 예측할 수 있다. 임금이 영향을 미칠 수 있는 노동시장 특성으로는 종사상지위, 근로시간, 첫 출산 시기(출산 전 경력), 출산 후 직장 변화 여부를 고려하였다.

우선, 저임금 여성일수록 종사상지위에 따라 자녀로 인한 임금 손실의 차이가 크고, 고임금 여성은 자녀가 임금을 미치는 영향이 종사상지위의 영향을 덜 받는다. 저임금 구간에서 상용직 여성과 임시일용직 여성의 모성 임금 격차는 30%포인트 이상 차이가 나지만 이 격차는 임금수준이 상승할수록 빠르게 줄어든다. 임시일용직이며 저임금 구간에 있는 여성들은 출산 후 자녀가 없는 상태와 비교하여 20% 이상 낮은 임금을 받고 있고, 전체 표본의 저임금 구간에서 보이는 음의 모성 임금 격차는 상당 부분 임시일용직 저임금 여성에게서 비롯되었을 수 있다. 상용직 여성은 중위 임금부터, 임시일용직 여성은 70분위부터 95% 유의수준에서 유의미한 임금 격차가 나타나지 않는다.

근로시간에 따라 추정한 결과에서는 주당 근로시간이 40시간 이상인 여성에게서 모든 임금 구간에 걸쳐 모성 불이익이 크게 나타났다. 주당 근로시간이 40시간 미만인 여성의 모성 임금 격차는 임금 분위가 높아질수록 줄어들고, 고임금 구간에서는 모성 프리미엄이 관찰된다. 전체 표본에서 관찰되는 고임금 여성의 모성 프리미엄은 근로시간이 상대적으로 적은 유자녀 여성에게서 비롯된 것임을 알 수 있다.

첫 출산 시기는 출산 전 경력을 의미하고, 많은 선행연구에서 첫 출산

시기가 늦어질수록 임금이 높아지는 현상(delay premium)을 발견하였다(예컨대 Miller, 2011). 첫 출산 연령이 높은 여성들은 출산 전 노동시장 경력이 길고, 경제적으로 더 안정된 상태에서 자녀를 낳을 가능성이 높다. 늦은 출산은 출산 후에도 여성이 경력을 유지하고 임금에 영향을 받지 않을 조건을 만든다는 점에서 모성 임금 격차에 긍정적인 영향을 미친다.

하지만 『한국노동패널』을 통해 분석한 결과 우리나라 노동시장에서 출산 지연으로 인한 프리미엄(delay premium)은 미국 시장과 달리 고임금 여성에게서만 관찰되었다. 임금 20분위와 60분위 사이에서 자녀가 있는 여성의 상대임금은 첫 출산 연령이 만 30세 이후일 때가 만 30세 이전일 때보다 더 낮았다. 하지만 이 현상은 임금 60분위 이상의 고임금 구간에서는 역전되는 모습을 보이며 첫 출산 연령이 30세 이후인 유자녀 여성의 상대임금이 30세 이전인 유자녀 여성보다 더 높게 나타났다.

마지막으로 직장 변화와 관련하여서는 Baum(2002)의 결과와 같이 모든 임금 구간에서 첫 출산 후 출산 전 직장으로 복귀한 여성에게서 모성 불이익(motherhood penalty)이 더 적게 나타났다. 임금 분위가 높아질수록 직장 변화가 모성 임금 격차에 미치는 영향이 커진다. 고임금 구간으로 갈수록 첫 출산 후 직업이 이전과 같지 않거나 출산 후 첫 직업을 가진 여성의 모성 불이익이 커지고 첫 출산 전 직장으로 복귀한 여성의 모성 불이익은 작아진다. 출산 전 직장으로 복귀한 상위 25% 고임금 여성에게서는 10% 이상의 모성 프리미엄이 관찰된다.

제3장의 분석 내용에 따르면 저임금 구간에서는 상용직 여부가, 고임금 구간에서는 직장변화 여부가 모성 임금 격차에 큰 영향을 준다. 임금 분포 하위 25% 이하의 저임금 구간에서 임시일용직 유자녀 여성은 상용직 유자녀 여성보다 17.7~36.2%포인트 더 큰 모성 불이익을 갖는다. 반면, 임금 분포 상위 25% 이상의 고임금 구간에서는 출산 전후 직장이 동일한 유자녀 여성이 그렇지 않은 유자녀 여성보다 30~36.7%포인트 더 높은 상대임금을 보인다. 또한, 근로시간은 모든 임금 구간에 걸쳐 모성 임금 격차에 영향을 주며, 주당 근로시간이 40시간을 초과하는 여성은 모든 임금수준에서 20% 안팎의 큰 모성 불이익을 갖는 것으로 나타났다.

제4장에서는 1970년대에 출생한 여성의 2000~2009년 조사자료와 1980년대에 출생한 여성의 2010~2018년 조사자료를 비교하여 모성 임금 격차가 과거와 비교하여 개선되었는지 살펴보았다. 그 결과, 1970년 코호트는 평균적으로 유의미한 모성 임금 격차가 없었으나 1980년 코호트는 10%의 모성 불이익을 경험하는 것으로 나타났다. 또한, 1970년 코호트에서는 관찰되지 않지만 1980년 코호트에서는 노동시장에서의 생산성이 높은 여성들이 더 자녀를 가지려는 경향이 관찰되었다. 이는 과거부터 남성에게서 관찰되던 현상이다.

임금 분포상에서 살펴본 결과, 저임금 구간의 모성 불이익은 시간이 지남에 따라 더욱 커졌고, 1970년 코호트의 고임금 구간에서 추정되었던 강한 모성 프리미엄은 1980년 코호트에서 사라졌다. 1970년 코호트의 경우 하위 25% 이하 임금 구간에서 모성 불이익이 12~13.5%로 크게 나타나는 반면, 상위 25% 이상 구간에서는 모성 프리미엄이 22.6~26.9%로 크게 관찰된다. 저임금 구간의 모성 불이익과 고임금 구간의 모성 프리미엄이 상쇄되어 1970년 코호트에서는 평균적으로 유의미한 모성 임금 격차가 없었던 것이다. 1980년 코호트 여성은 거의 대부분의 임금 구간에서 모성 임금 격차가 1970년 코호트보다 악화되었다. 임금 분포 하위 25% 이하에서 14.2~21.8%의 모성 불이익이 나타났고, 중위 임금 이상에서 유의미한 임금 격차는 없지만 이전 코호트와 같은 모성 프리미엄은 관찰되지 않았다.

마지막으로 제5장에서는 여성의 출산과 경력단절에 관하여 분석하였다. Kleven et al.(2019)의 이벤트 스터디(event study) 방법을 이용하여 출산 전후 남성과 여성의 취업 상태, 월평균 근로소득 및 시간당 임금의 변화를 추정하고 이를 비교하였다. 출산 결정은 외생적인 조건이 아니므로 이벤트 스터디의 결과가 출산으로 인한 인과관계를 의미하는 것은 아니지만 출산 후 여성의 노동시장 성과가 급격하게 변화하였다면 이는 출산의 영향으로 해석할 수 있고, 출산 전후 여성의 경력단절과 그 지속성을 살펴볼 수 있다는 점에서 분석의 의의가 있다.

첫 출산 시점을 기준으로 출산 전 2년, 출산 후 5년을 분석 기간(event window)로 설정하고, 이 기간 동안 모두 조사에 임한 응답자만 분석 표

본에 포함된다. 표본 수에 제약이 있으므로 분석 결과를 일반화할 수는 없지만 제5장에서의 결과는 첫 출산 전후 노동시장 성과의 변화에 있어 남성과 여성의 극명한 차이를 보인다. 「한국노동패널」은 가구 단위 조사이므로 자녀가 있는 가구의 남녀 응답자 표본에 성별로 다른 편이가 발생하였을 가능성은 낮고, 응답에 참여한 남성과 여성 표본에 남녀 편이가 비슷하게 발생하였다면 제5장에서 도출한 성별 차이는 출산이 남성과 여성의 노동시장 성과에 매우 다른 영향을 미치고 있음을 뜻한다.

여성은 출산 2년 전보다 출산 1년 전 즉 임신 시점부터 취업 확률이 낮아지기 시작하고, 첫 자녀를 출산하는 해에 취업 확률은 그 전 해보다 45% 이상 감소한다. 감소한 취업 확률은 출산 3년 후까지 악화되는 모습을 보이고, 출산 후 5년까지도 회복하지 못하였다. 반면 남성은 출산 전후 취업 상태에 거의 변화가 없고 출산 1년 전부터 그 이후까지 통계적으로 유의미한 수준의 변화를 보이지 않는다.

본 연구에서 추정한 모성 임금 격차는 임금근로자만을 분석하였기 때문에 출산으로 인해 노동시장에서 이탈한 여성들과 비임금근로자까지 논의를 확대할 수는 없다. 여성들은 노동시장 입출입이 남성에 비해 빈번하다는 점을 고려하면 분석 자료에 존재하는 편이 문제를 배제할 수 없고 따라서 본 결과를 모든 여성으로 일반화하는 것에는 주의를 요한다.

제2절 정책제언

본 연구의 가장 중요한 발견은 여성의 임금수준에 따른 이질적 모성 임금 격차이다. 고임금 여성에게서 모성 불이익이 관찰되지 않는 이유는 개인의 인적자본 요인일 수도 있겠지만 고임금 여성이 소속된 노동시장의 특성일 가능성도 배제할 수 없다. 예컨대, 1차 노동시장과 2차 노동시장 간의 격차가 모성 보호 제도의 도입과 활용 측면에서 여성 근로자에게 영향을 주었을 가능성이 크다. 여성이 속한 노동시장의 특성에 따라 제도가 안착되는 속도와 수준이 다를 것이고 이러한 외부적 요인은 불균

형적 모성 임금 격차의 분포를 유발한다. 따라서 상대적으로 임금이 적은 노동시장 진입 초기의 여성들과 2차 노동시장에 종사하는 여성들에게 특히 자녀 돌봄 제도의 확대와 같은 외부 지원이 필요하다.

고임금 구간 여성에게만 나타나는 출산 및 결혼 프리미엄은 결혼과 출산에 불평등이 커질 수 있음을 암시한다. 2019년 한국 여성의 경제활동 참가율은 53.5% 수준으로 2010년 이후 여성 경제활동참가율은 꾸준히 증가하여 왔다(통계청, 『경제활동인구조사』). 그리고 여성의 첫째 자녀 출산 연령은 2009년 29.8세에서 2019년 32.2세로 계속하여 증가하였다(통계청, 『인구동향조사』). 여성의 교육 수준 상승과 경제활동 욕구의 증대는 결혼, 출산 결정과 충돌한다. 출산과 경제활동 모두 여성의 시간을 필요로 하기 때문이다. 고임금 여성 중에서도 출산 후 경력에 영향이 없을 여성들이 자녀를 낳고, 저임금 여성 중 자녀가 있는 여성은 노동시장에서의 생산성을 일부 포기해야 하는 사실은 출산 선택에 있어 여성의 노동시장 요인이 중요해졌음을 의미한다. 따라서 저출산 관련 정책을 수립할 때 여성의 노동시장 요인을 과거보다 더 면밀하게 검토할 필요가 있다.

직장 변화에 따른 모성 임금 격차의 차이를 살펴본 결과, 고임금 여성일수록 출산 후 이직과 경력단절의 부정적 영향이 크게 나타났다. 개인의 노동시장 참여 과정은 채용, 배치, 교육훈련, 평가, 승진 및 보상의 단계를 거치고 이 과정은 반복된다. 출산 후 이직을 하는 경우 채용 단계부터 과정이 다시 시작될 것이고, 어느 단계에서 출산했는지는 여성의 경력에 영향을 준다. 한국 여성의 경제활동은 초기 진입은 활발하지만 지속 근무의 어려움을 보인다(여성가족부, 2014). 교육, 직업 경력, 출산은 여성의 생애 전반에 걸친 노동시장 성과에 영향을 미치는 요인이므로 출산 후 지속 근무의 어려움은 고학력, 고숙련 여성의 출산 결정에 부정적인 영향을 미칠 수밖에 없다. 『지역별고용조사』를 통해 살펴본 결과 20~54세 대졸 기혼여성 중 출산 및 육아로 인한 경력단절 여성은 2011년 27%에서 2019년 23%로 감소 추세에 있으나 여전히 20%가 넘는 대졸 기혼 여성은 경력단절을 경험한다. 표본을 30대로 한정할 경우 대졸 기혼 여성 중 경력단절 비율은 2019년에도 30%에 육박한다.

제5장에서도 나타난 출산 후 여성의 높은 경력단절 확률과 이직으로 인한 출산의 부정적 영향력 증대는 장기적으로 고학력, 고숙련 여성이 직면하는 출산의 기회비용을 높이고 이들의 출산 가능성을 낮출 것으로 예상할 수 있다. 특히, 고학력, 고숙련, 고경력 여성에게는 출산으로 인한 직업 이탈이 나타나지 않도록 직업 문화의 개선이 요구된다. 예컨대, 자녀가 없는 여성 그리고 남성과 비교하여 모성이라는 이유로 인사관리에 불이익을 받는 사례가 없어야 할 것이고, 공기업 및 공무원에 비해 출산 및 육아휴직의 활용도가 낮은 민간 기업의 문화와 인식 개선이 요구된다.

1970년 코호트와 1980년 코호트의 비교 분석을 통해 살펴본 결과, 한국의 노동시장은 경력 초반의 여성이 출산과 커리어를 병행하기 점점 더 어려운 모습으로 변화하고 있음을 알 수 있었다. 2000년대에 모성 보호 사업이 시행되고, 2010년 이후 모성 보호 사업의 지원 금액 및 기간을 증가시키는 정책 개정의 과정을 빈번하게 거쳤다. 1970년 코호트의 2000년대와 1980년 코호트의 2010년대를 비교한 본 연구의 결과는 2010년 이후 정부의 출산 전후 급여지원, 육아휴직 급여지원, 아빠 육아휴직 보너스제, 육아기 근로시간 단축 급여지원과 같은 모성 보호 사업들이 더 크게 확대되었음에도 불구하고 모성 임금 격차는 오히려 악화되었음을 보여준다. 모성 보호 정책의 확대에도 불구하고 최근 악화된 모성 임금 격차는 앞서 언급한 제도의 실효성이 높은 노동시장과 제도가 안착하지 못한 노동시장의 격차일 수 있다. 이에 민간기업 및 중소기업장에서 실제 모성 보호 정책의 실효성을 점검할 필요가 있다.

또한 보조금 형태의 지원과 같이 여성의 출산만을 강조하는 단편적인 정책은 한계가 있다. 경제활동을 지속하고자 하는 여성에게 출산은 여전히 큰 장애요인이다. 여성의 경제활동과 균형 있는 가정생활 모두를 촉진하기 위해서는 출산에 대한 노동시장 기회비용을 낮추는 정책적 방안 마련이 필요할 것이다. 이를 위해 여성 근로자 집단의 이질성을 파악하고, 일률적인 정책이 아닌 정책 대상 집단의 문제에 적합한 개별적 정책 목표 수립과 정책 도구 개발이 필요할 것이다.

참고문헌

- 여성가족부(2014), 「제2차 경력단절 여성등의 경제활동촉진 기본계획 (안)(2015~2019)」.
- 오혜은(2017), 「한국의 모성임금 패널티에 관한 연구」, 『사회복지정책』 44(3), pp.217~245.
- 통계청(각 연도), 「인구동향조사」.
- _____ (각 연도), 「경제활동인구조사」.
- _____ (각 연도), 「지역별고용조사」.
- 하수연(2012), 「자녀유무별 여성임금격차(Family gap): 소득분위에 따른 비교연구」, 『사회복지연구』 43(2), pp.345~366.
- 함선유(2020), 「부자 부모와 가난한 부모: 자녀가 임금에 미치는 영향의 계층 차이」, 『보건사회연구』 40(2), pp.387~415.
- Albrecht, James W., Per-Anders Edin, Marianne Sundström, and Susan B. Vroman(1999), “Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data,” *The Journal of Human Resources* 34(2), pp.294~311
- Amuedo-Dorantes, Catalina, and Jean Kimmel(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(1), pp.17~48.
- Anderson, Deborah J., Melissa Binder, and Kate Krause(2002), “The Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay It and Why?,” *American Economic Review* 92(2), pp.354~358.
- Avellar, Sarah, and Pamela J. Smock(2003), “Has the Price of Motherhood Declined Over Time? A Cross-Cohort Comparison of the Motherhood Wage Penalty,” *Journal of Marriage and Family*

65(3), pp.597~607.

Baum, Charles L.(2002), "The Effect of Work Interruptions on Women's Wages," *LABOUR* 16(1), pp.1~37.

Becker, Gary S.(1985), "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor," *Journal of Labor Economics* 3(1), pp.S33~58.

_____(2009), *A Treatise on the Family, Enlarged Edition*, Harvard University Press.

Buckles, Kasey(2008), "Understanding the Returns to Delayed Childbearing for Working Women," *American Economic Review* 98(2), pp.403~407.

Budig, M. J., & M. J. Hodges(2010), "Differences in disadvantage: Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution," *American Sociological Review* 75(5), pp.705~728.

Budig, Michelle J., and Melissa J. Hodges(2014), "Statistical Models and Empirical Evidence for Differences in the Motherhood Penalty across the Earnings Distribution," *American Sociological Review* 79(2), pp.358~364.

Budig, Michelle J., and Paula England(2001), "The Wage Penalty for Motherhood," *American Sociological Review* 66(2), pp.204~225.

Choi & Park(2019) "Parenthood wage Differnetials in South Korea," KDI school working paper 19-15.

Cortés, Patricia, and Jessica Pan(2019), "When Time Binds: Substitutes for Household Production, Returns to Working Long Hours, and the Skilled Gender Wage Gap," *Journal of Labor Economics* 37(2), pp.351~398.

England, Paula, Jonathan Bearak, Michelle J. Budig, and Melissa J. Hodges(2016), "Do Highly Paid, Highly Skilled Women Experience the Largest Motherhood Penalty?," *American*

- Sociological Review* 81(6), pp.1161~1189.
- Firpo, S., N. M. Fortin, & T. Lemieux(2009), “Unconditional quantile regressions,” *Econometrica* 77(3), pp.953~973.
- Glauber, Rebecca(2018), “Trends in the Motherhood Wage Penalty and Fatherhood Wage Premium for Low, Middle, and High Earners,” *Demography* 55(5), pp.1663~1680.
- Goldin, C.(2014), “A grand gender convergence: Its last chapter,” *American Economic Review* 104(4), pp.1091~1119.
- Heilman, M. E., & T. G. Okimoto(2008), “Motherhood: a potential source of bias in employment decisions,” *Journal of Applied Psychology* 93(1), p.189.
- Hotchkiss, Julie L., M. Melinda Pitts, and Mary Beth Walker(2017), “Impact of First Birth Career Interruption on Earnings: Evidence from Administrative Data,” *Applied Economics* 49(35), pp.3509~3522.
- Kahn, Joan R., Javier García Manglano, and Suzanne M. Bianchi (2014), “The Motherhood Penalty at Midlife: Long-Term Effects of Children on Women’s Careers,” *Journal of Marriage and Family* 76(1), pp.56~72.
- Killewald, Alexandra, and Jonathan Bearak(2014), “Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women? A Comment on Quantile Regression,” *American Sociological Review* 79(2), pp.350~357.
- Kleven, Henrik, Camille Landais, and Jakob Egholt Søgaard(2019), “Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark,” *American Economic Journal: Applied Economics* 11(4), pp.181~209.
- Koenker, R., & G. Bassett Jr(1978), “Regression quantiles,” *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp.33~50.
- Korenman, Sanders, and David Neumark(1990), “Marriage, Motherhood,

- and Wages,” Working Paper 3473, National Bureau of Economic Research.
- Kühhirt, Michael, and Volker Ludwig(2012), “Domestic Work and the Wage Penalty for Motherhood in West Germany,” *Journal of Marriage and Family* 74(1), pp.186~200.
- Kwak(2020), “The Emergence of the Motherhood Premium: Recent Trends in the Motherhood Wage Gap across the Wage Distribution,” working paper.
- Loughran, David S., and Julie M. Zissimopoulos(2009), “Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women,” *The Journal of Human Resources* 44(2), pp.326~349.
- Lundberg, Shelly, and Elaina Rose(2000), “Parenthood and the Earnings of Married Men and Women,” *Labour Economics* 7(6), pp.689~710.
- Lundborg, Petter, Erik Plug, and Astrid Würtz Rasmussen(2017), “Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments,” *American Economic Review* 107(6), pp.1611~1637.
- Miller, Amalia R.(2011), “The Effects of Motherhood Timing on Career Path,” *Journal of Population Economics* 24(3), pp.1071~1100.
- Mincer, J. and S. Polachek(1974), “Family Investments in Human Capital: Earnings of Women,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, S76~S108.
- Pal, Ipshita, and Jane Waldfogel(2016), “The Family Gap in Pay: New Evidence for 1967 to 2013,” *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences* 2(4).
- Stafford, Frank P., and Marianne Sundström(1996), “Time Out for Childcare: Signalling and Earnings Rebound Effects for Men

- and Women,” *Labour* 10(3), pp.609~629.
- Taniguchi, Hiromi(1999), “The Timing of Childbearing and Women’s Wages,” *Journal of Marriage and Family* 61(4), pp.1008~1019.
- Waldfogel, Jane(1997), “The Effect of Children on Women’s Wages,” *American Sociological Review* 62(2), pp.209~217.

◆ 執筆者

- 곽은혜(한국노동연구원 부연구위원)

임금수준별 모성 임금 격차 분석

- 발행연월일 | 2020년 12월 24일 인쇄
2020년 12월 30일 발행
- 발행인 | 배규식
- 발행처 | **한국노동연구원**
300147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판·인쇄 | 고려씨엔피 (02) 2277-1508/9
- 등록일자 | 1988년 9월 13일
- 등록번호 | 제13-155호

© 한국노동연구원 2020 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0446-1