

# 임금수준별 모성 임금 격차\*

곽은혜\*\*

본 연구는 임금수준에 따른 모성 임금 격차의 이질성과 변화를 확인하고 그 의미와 원인을 탐색한다. 연구는 한국노동패널 자료를 이용하여 개인의 시간불변 비관측 요인을 통제하고 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression)을 활용하여 모성 임금 격차의 분포를 추정하였다. 저임금, 중간 임금 구간의 여성들은 출산 후 임금 하락을 경험하고 그 크기는 저임금 여성일수록 더 크게 나타났다. 코호트 비교를 통해 모성 임금 격차 분포의 변화를 살펴본 결과, 저임금 구간에서의 모성 불이익(motherhood penalty)은 시간이 지남에 따라 더욱 커졌고, 거의 대부분의 임금 구간에서 모성 임금 격차가 악화된 것으로 나타났다.

## 1. 머리말

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 수도 있고(causal effect of motherhood), 중요 변수(인구학적 특성, 인적자본, 그 밖의 개인의 이질적 특성)를 통제하고 난 뒤에도 남아있는 설명되지 않는 잔차로서의 임금 격차를 의미하기도 한다. 본 연구에서는 후자에 해당하는 모성 임금 격차를 살펴보고자 한다<sup>1)</sup>. 모성 임금 격차는 경우에 따라 음의 값을 가지기도 하고 양의 값을 가지기도 한다. 음의 값은 자녀가 있는 여성이 자녀가 없는 여성보다 더 낮은 임금을 받는다는 의미이고, 양의 값은 자녀가 있는 여성이 자녀가 없는 여성보다 더 높은 임금을 받는다는 의미이다. 음의 모성 임금 격차는 모성

\* 이 글은 곽은혜(2020), 『임금수준별 모성 임금 격차 분석』의 내용 일부를 요약·정리한 것이다.

\*\* 한국노동연구원 연구위원(ekwak@kli.re.kr).

1) 일부 연구에서는 설명되지 않는 임금 격차를 차별로 규정하기도 하지만, 본 연구에서 의미하는 '잔차로서의 모성 임금 격차'는 자녀가 있는 여성이 노동시장에서 받는 차별을 의미하지는 않는다.

불이익(motherhood penalty)으로 명명되기도 한다. 음의 모성 임금 격차 혹은 모성 불이익(motherhood penalty)이 나타날 경우 그 격차를 구성하는 원인 중 하나로 노동시장에서의 차별이 있을 수 있다. 하지만 음의 모성 임금 격차 자체가 자녀가 있는 여성에게 주어진 차별을 의미하는 것은 아니다. 또한, 양의 값을 지닌 모성 임금 격차는 모성 프리미엄(motherhood premium)으로 불린다. 모성 불이익과 모성 프리미엄이란 용어는 자녀가 여성의 임금에 미치는 인과적 영향이라 해석되기 쉽지만, 본 연구에서는 모성 임금 격차의 방향성을 나타내는 용어로 사용하였고, 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 경력 단절을 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 요인에 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 내생성(endogeneity problem)은 자녀를 가진 여성이 그렇지 않은 여성과 비교하여 가지는 특성에 관한 요인으로, 자녀를 낳는 것이 외생적인 사건이 아니라 개인의 선택에 기인한 결과이기 때문에 발생하는 요인이다.

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 문

제를 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 임금이 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 시간 의존적 비관측 요인의 영향까지 포함하고 있다.

잔차에 남아있는 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 해결의 방향성을 제시하는 데 시사점을 제공할 수 있을 것이기 때문이다. 여성은 경제활동과 결혼, 출산이라는 생애주기 사건을 함께 고려하는 과정에서 선택의 문제에 직면한다. 모성 임금 격차를 심도 있고 광범위하게 분석하는 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 것이다.

본 연구에서는 모성 임금 격차의 평균을 추정하는 것에서 나아가 모성 임금 격차의 분포를 함께 추정한다. 모성 임금 격차를 임금분포상에서 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 보인다면 어느 임금수준에서 모성 불이익이 심각한 문제인지 파악할 수 있다. 나아가 모성 임금 격차가 저임금 여성에게서 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.

## II. 데이터 및 실증분석 모형

### 1. 데이터

분석 데이터는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel) 1~21차년도(1998~2018년) 조사자료이다. 모성 임금 격차를 추정할 때 통계적 문제는 여성의 출산 결정이 외생적이지 않

다는 데에 있다. 이를 보완하지 않은 추정치는 자녀가 있는 여성과 없는 여성 사이에 존재하는 설명 불가능한 (설명변수를 통제한 뒤 남은 잔차로서의) 임금 격차를 추정한 것이다. 출산의 내생성을 보완할 수 있다면 모성 임금 격차는 출산이 여성의 임금에 미치는 인과적 영향을 의미하지만, 내생성 문제를 해결할 적절한 도구 변수를 찾는 것은 매우 어렵다. 패널 데이터는 개인의 비관측 특성을 통제하여 모성 임금 격차의 내생성 문제를 상당 부분 보완할 수 있다는 점에서 큰 장점을 가진다.

분석에 사용될 표본은 24~46세 임금근로자이다. 경제활동을 하고 있지 않거나<sup>2)</sup> 비임금근로자인 고용주, 자영업자, 무급가족종사자는 분석 표본에서 제외한다. 첫 출산 시기가 20세 이전이거나 조사 시점에 최종 교육을 마치지 않은 경우도 분석 표본에서 제외하였다. 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. 임금, 노동시간, 교육 수준, 자녀 유무와 같은 주요 변수의 결측치를 제외한 표본의 크기는 여성 22,557건(4,530명), 남성 36,029건(5,590명)이다.

## 2. 주요 변수와 요약통계

한국노동패널에서 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 수에 대한 정보를 제공한다. 조사 시점 당시 자녀가 있는지 없는지 여부를 판단하는 더미 변수를 만들기 위하여 기본적으로 개인 자료에서 제공하는 출산력 변수를 사용하였다. 출산 경험이 있는 개인의 경우 초산 시점 이전에는 자녀가 없었을 것이고 초산 시점 이후에는 자녀가 있었을 것으로 코딩하였다.

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. 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

2) 조사 당시 휴직 상태여서 임금이 관찰되지 않은 경우도 경제활동을 하고 있지 않은 상태에 포함된다.

자녀가 없고 그 이후에는 자녀가 있는 것으로 코딩하였다.

교육 수준은 졸업 혹은 수료를 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. 근로시간은 임금근로자의 주당 평균 근로시간을 의미한다. 정규근로시간이 있는 경우 주당 정규근로시간을, 정규근로시간이 없다고 응답한 경우 주당 평균 근무시간을 주당 평균 근로시간으로 간주한다. 시간당 임금은 월평균 임금을 (주당 평균 근로시간×4.35)로 나눈 값이다. 임금은 소비자물가지수를 사용하여 산출한 2015년 기준 실질임금이다. <표 1>은 분석 표본의 요약통계를 성별에 따라 제시한 표이다.

<표 1> 요약통계

	여성				남성			
	자녀 없음		자녀 있음		자녀 없음		자녀 있음	
	0.40		0.60		0.39		0.61	
			26.51				29.84	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
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								
월임금	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)
40초과	0.47	(0.50)	0.45	(0.50)	0.56	(0.50)	0.56	(0.50)
50이상	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)
표본수	8879~8933		13582~13624		13826~13931		21938~22098	

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

### 3. 실증분석모형

모성 임금 격차의 분포를 추정하기 위해 Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)가 제안한 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression, 이하 UQR)을 사용한다. 무조건부 분위회귀분석(UQR)은 자녀 유무에 따라 여성들의 임금분포가 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 임금분포(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 분위값과 자녀가 있는 여성의 조건부 확률분포상의 해당 분위값 차이를 비교한다. 자녀가 없는 여성과 자녀가 있는 여성은 서로 다른 임금분포를 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 분위값이 자녀가 있을 때 얼마나 변하는지 추정한다. 본 연구의 목적은 서로 다른 두 그룹의 임금분포를 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 자녀유무( $m$ ), 나이( $a$ ), 나이제곱( $a^2$ ), 4개의 교육 수준 더미( $edu$ )이다. 여기에 분석의 확장을 위해 배우자 유무 더미를 추가한 결과도 제시한다.

$$\ln(wage)_q = \beta_{q0} + \beta_{q1}m + \beta_{q2}a + \beta_{q3}a^2 + \beta_{q4}edu + \mu_i + \phi_y + \varepsilon \quad (1)$$

하첨자  $q$ 는  $q$ -quantile을 나타내고,  $\mu_i$ 는 개인 고정효과,  $\phi_y$ 는 시간 고정효과를 의미한다. 자녀유무 더미의 계수  $\beta_{q1}$ 는 여성 근로자의 임금분포에서 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. 무조건부 분위회귀분석(UQR)은 종속변수를 재중심 영향함수(recentered influence function)로 변환한 뒤 OLS 추정을 함으로써 얻어질 수 있다(Firpo, Fortin, and Lemieux, 2009).

### III. 모성 임금 격차의 분포

〈표 2〉는 출산으로 인한 남성과 여성의 임금 변화를 각각의 임금분포에 따라 무조건부 분위 회귀분석(UQR)을 이용하여 추정한 결과이다. 기본 모형은 식 (1)을 추정한 결과이고, 그다음 열은 기본 모형에 배우자 유무를 나타내는 더미 변수를 추가한 결과이다. 여성의 결과를 보면 저임금 여성이 고임금 여성보다 더 큰 임금 하락을 경험한다. 임금수준이 하위 5%( $q=5$ )에 해당하는 유자녀 여성들은 자녀가 없는 여성들과 비교하여 19.2% 낮은 임금을 받는다. 이러한 임금 격차는 임금분포 하위 25%에서 11.6%로 줄어들고 중위 임금에서 5.2%로 줄어든다. 동일한 추정식을 사용하여 평균 모성 임금 격차를 구하면 -5.0%인데, 임금수준이 중위 임금 이하인 여성들은 자녀 출산으로 인한 임금 하락이 평균 5.0%보다 더 큰 폭으로 나타남을 확인할 수 있다. 반면, 임금수준이 상위 25%( $q=75$ ), 상위 5%( $q=95$ )에 해당하는 여성들은 자녀를 출산한 경우 각각 5.3%, 11.8% 더 높은 임금을 받는다.

임금분포상에서 분석할 때 배우자의 유무를 통제하면 저임금 여성들의 모성 임금 격차 폭이 줄어든다. 하위 5% 임금수준에서 배우자 유무를 통제할 때 모성 불이익이 4.8%p 줄고, 하위 25% 임금수준에서 3.6%p 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 편의(negative bias)가 나타나고 이는 결혼과 여성의 임금이 부의 상관관계를 가짐을 의미한다. 과거에 비해 가정 내 남성의 역할이 커졌다고 하지만, 저임금 구간의 여성 근로자는 여전히 가사와 육아의 상당 부분을 담당하고 있을 가능성이 크다는 사실을 추론할 수 있다.

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 유의하지 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. 한편, 남성은 모든 임금수준에서 배우자 더미를 포함하지 않을 때 정의 편익이 발생하고, 이는 임금수준과 상관없이 결혼이 남성의 임금과 정의 상관관계를 가짐을 의미한다.

남성의 경우 자녀가 있는 남성의 임금수준이 자녀가 없는 남성에게 비해 평균 6.2% 높았지만 저임금 남성의 경우 이러한 부성 프리미엄(fatherhood premium or fatherhood bonus)이 나타나지 않았다. 남성의 임금분포에서 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 프리미엄(fatherhood premium or fatherhood bonus)보다 더 높은 수치이다.

〈표 2〉 자녀로 인한 남녀 임금 변화: 임금수준에 따른 결과

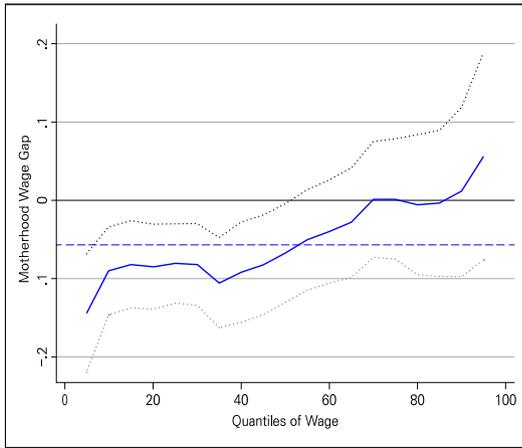
	여성		남성	
	기본	배우자 통제	기본	배우자 통제
q=5	-0.192 *** (0.036)	-0.144 *** (0.039)	-0.065 * (0.035)	-0.080 ** (0.035)
q=25	-0.116 *** (0.025)	-0.080 *** (0.026)	-0.013 (0.021)	-0.038 * (0.022)
q=50	-0.052 * (0.031)	-0.067 ** (0.032)	0.082 *** (0.019)	0.041 ** (0.021)
q=75	0.053 (0.036)	0.002 (0.039)	0.168 *** (0.021)	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
시간고정효과	Y	Y	Y	Y
개인고정효과	Y	Y	Y	Y
배우자유무	N	Y	N	Y

주: 표는 모성 및 부성 임금 격차를 무조건부회귀분석 방법을 사용하여 추정한 결과임. 5, 25, 50, 75, 95분위에서 각각 추정하였으며 개인의 이질적 특성(개인 고정효과)과 시간트렌드(시간 고정효과)가 통제된 결과임. 두 번째, 네 번째 열의 결과는 고정효과를 반영한 모형에 배우자 더미를 추가로 통제한 결과를 나타냄. 강건표준오차(robust standard error)는 괄호 안에 표기.(\*\*\* 1% 유의수준, \*\* 5% 유의수준, \* 10% 유의수준)

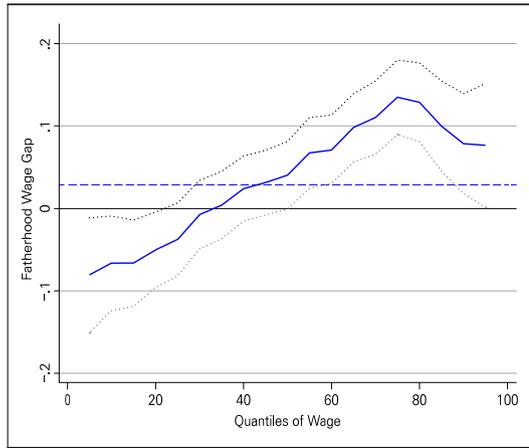
[그림 1]과 [그림 2]는 출산이 남녀 임금에 미치는 영향을 5분위부터 95분위까지 5분위 단위로 추정한 결과이다. 추정된 결과는 개인 고정효과, 시간 고정효과, 배우자 더미를 포함한 결과이다. 회색 점선은 95% 신뢰구간을 나타낸다. 검정색 점선은 고정효과모형으로 추정된 평균 임금 격차이다. 여성의 경우 평균 임금 격차는 -0.057, 남성은 0.029이다.

[그림 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%p 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 부성 프리미엄이 감소하는 모습을 보인다.

[그림 1] 모성 임금 격차의 분포



[그림 2] 부성 임금 격차의 분포



주: 위 그림은 각각 모성 임금 격차와 부성 임금 격차의 분포를 나타냄. 추정치가 음수인 경우 자녀가 있는 여성(남성)이 자녀가 없는 여성(남성)보다 더 낮은 시간당 임금을 받음을 의미. 위 그래프는 개인 고정효과, 시간 고정효과, 배우자 특성이 포함된 결과. 검정색 점선은 고정효과모형으로 추정된 평균 임금 격차로 그 값은 여성의 경우 -0.057, 남성의 경우 0.029.

## IV. 모성 임금 격차의 변화 : 코호트별 비교

### 1. 분석 표본

다음으로 1970년대에 태어난 여성과 1980년대에 태어난 여성의 모성 임금 격차를 비교하여, 모성 임금 격차의 변화 정도를 살펴보고자 한다. 이전처럼 분석 표본의 나이를 24~46세로 제한할 경우 분석 표본의 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. 1970년대에 태어난 여성의 경우 조사 시점이 2000년부터 2009년까지인 경우만 포함하였고, 1980년대에 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<sup>3)</sup>.

3) 노동패널에서는 1960년대 코호트를 이용하는 것도 가능하지만, 노동패널 조사 시점이 1998년부터이기 때문에 비교 가능한 1960년 코호트 표본을 만들 수 없어 비교하지 않는다.

〈표 3〉 코호트별 요약 통계량

	1970 코호트(2000~2009)				1980 코호트(2010~2018)			
	자녀 없음		자녀 있음		자녀 없음		자녀 있음	
	0.59		0.41		0.68		0.32	
			26.49				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)
40초과	0.70	(0.46)	0.53	(0.50)	0.29	(0.46)	0.16	(0.37)
50이상	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)
관측치	2876~2887		1968~1969		2853~2876		1373~1382	

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.

〈표 3〉은 코호트 분석 표본의 평균과 표준편차를 보여준다. 각 출생 코호트의 기초통계는 다시 자녀 유무에 따라 나누어 제시한다. 1980년 코호트 여성은 1970년 코호트 여성보다 출산율이 낮고 첫 출산 연령은 높다. 교육 수준을 살펴보면 1970년 코호트의 경우 자녀가 없는 여성의 평균 교육 수준이 자녀가 있는 여성보다 조금 높지만, 1980년 코호트 여성들 사이에서는 자녀 유무에 따른 교육 수준의 차이가 크지 않다. 예컨대, 1980년 코호트 중 자녀가 없는 여성의 4년제 대학 이상 졸업 비율은 48%이고 자녀가 있는 여성의 4년제 대학 이상 졸업 비율은 45%이다. 두 비율의 차이는 1970년 코호트에서 11%p인 반면 1980년 코호트에서는 3%p로 그 격차가 크게 줄었음을 알 수 있다.

## 2. 모성임금격차 분포의 변화

〈표 4〉는 각 코호트의 평균 모성 임금 격차와 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 불이익(motherhood penalty)이 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% 낮다. 중위 임금수준부터는 유의한 모성 임금 격차가 관찰되지 않는다. 상위 25%와 상위 5%에서는 모성 프리미엄이 관찰되는데, 자녀가 있는 여성 임金的 75분위 값과 95분위 값이 동일 코호트의 자녀가 없는 여성 임금 분위값들보다 각각 22.6%, 26.9% 높다.

1970년 코호트와 비교하여 1980년 코호트에서 자녀는 여성의 임금수준을 더 크게 낮춘다. 우선 하위 5% 임금수준에서는 자녀가 있는 여성의 임금이 동일 코호트의 자녀가 없는 여성보다

〈표 4〉 모성 임금 격차의 분포 : 출생 코호트별 비교

	전체 (2000~2018)	1970 코호트(2000~2009)	1980 코호트(2010~2018)
평균	-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, 95분위에서 각각 추정된 값을 나타냄. 평균은 개인고정효과 모형을 사용하여 추정한 평균 모성 임금 격차임. 모든 결과는 나이, 나이 제곱, 학력, 배우자 유무와 개인 및 시간 고정효과가 포함된 결과. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 영향인지를 나타냄.

21.8% 낮고, 하위 25%에서는 14.2% 낮다. 저임금 여성에게서 나타나는 모성 페널티는 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 페널티를 상쇄하였다. 1980년 코호트의 저임금 여성들은 이전 코호트 여성보다 출산 후 상대적으로 더 큰 폭의 임금 하락을 경험하고 이전 코호트의 고임금 여성들이 보이던 모성 프리미엄을 보이지 않기 때문에 평균적인 자녀의 효과는 더욱 악화된 것이다.

## V. 이질적 모성임금격차의 원인과 의미

본 연구에서는 한국노동패널을 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 임금분포에 따라 추정해 보면 고임금 여성에 비해 저임금 여성이 더 큰 음의 모성 임금 격차(모성 불이익)를 보인다. 음의 모성 임금 격차(모성 불이익)는 상위 25% 이상의 임금을 받는 여성에게서는 나타나지 않는다. 통계적으로 유의하지는 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.

고임금 여성과 비교할 때 저임금 여성에게서 더 큰 모성 임금 격차가 나타나는 이유로 자녀 양육 비용의 증가와 자녀 양육 시간의 대체 용이성을 생각해 볼 수 있다. 자녀 양육과 교육을 위한 서비스는 과거에 비해 크게 확대되고 있고, 고임금 구간의 여성들은 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 위탁한다고 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 페널티를 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 문제이다.

추가적으로 본 연구에서는 1970년대 출생 여성의 2000~2009년 표본과 1980년대 출생 여성의 2010~2018년 표본을 이용하여 평균 모성 임금 격차와 모성 임금 격차의 분포를 추정하고 이를 비교하였다. 요약통계를 보면 1980년 코호트는 1970년 코호트에 비해 자녀가 있는 여성의 비율이 9%p 낮고, 첫 출산 연령이 1.6세 높아 출산을 미루거나 기피하는 현상이 더 강해진 것으로 나타난다. 또한 1970년 코호트는 자녀가 있는 여성의 교육 수준이 더 낮으나 1980년 코호트에서는 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 평균적인 교육 수준에 차이가 없다.

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<sup>4)</sup>. 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 촉진시킬 것이다. 또한, 저임금 여성들 사이의 모성 불이익이 더욱 심화되거나 정체되는 모습은 저임금 여성들이 출산을 기피하는 요인이 될 수 있다.

코호트 분석의 결과는 모든 임금수준에서 출산으로 인한 여성의 노동시장 기회비용이 점차 커지고 있음을 보여준다. 경제활동을 원하고 노동시장에서 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 여성들의 출산율은

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

점차 증가하고 있고, 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.

2010년 이후 정부의 모성 보호 사업들이 더 크게 확대되었음에도 불구하고, 1970년 코호트의 2000년대와 1980년 코호트의 2010년대를 비교한 분석의 결과는 모성 임금 격차가 오히려 악화되었음을 보여준다. 모성 보호 정책의 확대에도 불구하고 최근 악화된 모성 임금 격차는 제도의 실효성이 높은 노동시장과 제도가 안착하지 못한 노동시장의 격차일 수 있다. 이에 민간기업 및 중소기업에서 실제 모성 보호 정책의 실효성을 점검할 필요가 있다.

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 촉진시키기 위해서는 출산에 대한 노동시장 기회비용을 낮추는 실효성 있는 방안 마련이 필요할 것이다. 이를 위해 여성 근로자 집단의 임금수준별 이질성을 파악하고, 각 집단의 문제에 적합한 정책 목표 수립과 정책 도구 개발이 요구된다. **KLI**

## [참고문헌]

한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 각 연도.

Becker, Gary S.(1985), "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor," *Journal of Labor Economics* 3(1), pp.S33~S58.

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

Firpo, S., N. M. Fortin, and T. Lemieux(2009), "Unconditional Quantile Regressions," *Econometrica* 77(3), pp.953~973.

Heilman, M. E. and T. G. Okimoto(2008), "Motherhood: A potential source of bias in employment decisions," *Journal of Applied Psychology* 93(1), pp.189~198.

Mincer, J. and S. Polachek(1974), "Family Investments in Human Capital: Earnings of women," *Journal of Political Economy* 82(2), pp.S76~S108.