

부자 부모와 가난한 부모: 자녀가 임금에 미치는 영향의 계층 차이

함 선 유
(서울대학교)

본 연구는 임금 분포별로 부모로의 이행이 임금에 미치는 영향을 확인해보았다. 통상 여성은 어머니가 되면서 임금 불이익을 경험하며, 남성은 아버지가 되면서 임금 이익을 얻는 것으로 알려져 있다. 그러나 이러한 모성 패널티와 부성 프리미엄이 모든 임금 분포에서 동일하지 않은 점이 최근 서구 선행연구들에서 관측되고 있다. 이에 본 연구에서는 한국노동패널 1~21차 자료에 응답한 25~45세 남녀의 자료를 토대로 무조건부분위회귀분석과 고정효과모형을 적용하여 부모됨이 임금 분포별로 어떻게 다르게 영향을 미치는지를 확인하였다. 그 결과, 남성과 여성 모두 부모가 되거나, 자녀수가 늘어날 때 임금이 낮은 집단은 패널티를, 임금이 높은 집단은 프리미엄을 얻었다. 즉, 부모로의 이행이 남성과 여성 모두 임금 불평등을 가중시키는 방향으로 작동하는 것이다. 이러한 결과는 통상 임금이 높은 이들이 자녀를 낳는 경향에 더불어 자녀를 낳는 생애과정이 사회의 불평등 구조와 밀접하게 연결되어 있음을 시사한다.

주요 용어: 모성 패널티, 부성 프리미엄, 임금불평등, 무조건부분위회귀분석

■ 투고일: 2020. 4. 30. ■ 수정일: 2020. 6. 7. ■ 게재확정일: 2020. 6. 10.

I. 서론

자녀를 낳는 생애과정은 인생의 여러 측면에서 되돌릴 수 없는 변화를 수반한다. 자녀가 자라는 동안 많은 시간을 돌봄에 할애해야 할 뿐만 아니라, 가구원이 늘어나면서 가구의 소비 역시 늘어난다. 가구의 예산 제약과 시간 제약이 모두 높아지는 것이다. 물론 이러한 변화가 아버지와 어머니에게 동일하게 영향을 주지는 않는다. 통상 자녀의 출산은 남성과 여성의 임금에 정반대의 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 자녀가 없는 남성에 비하여 아버지는 임금 이익을 받는 반면, 자녀가 없는 여성에 비하여 어머니는 더 낮은 임금을 받는 것이다. 이러한 부성 임금 프리미엄과 모성 임금 패널티는 여러 국가에서 실증적으로 관측되었으며, 남녀 임금 격차를 늘리는 한 요인으로 지목되곤 한다(Lovász & Cukrowska-Torzewska, 2019; Lundberg & Rose, 2000).

모성 패널티와 부성 프리미엄의 원인으로는 크게 가구의 동반의사결정과 노동시장의 차별적 대우가 거론된다. 자녀의 출산으로 인하여 늘어난 비용과 시간 제약을 타개하기 위하여 여성과 남성이 돌봄과 시장노동으로 분업을 강화하면서 여성의 임금은 줄어드는 반면, 남성의 임금은 늘어나게 된다는 것이다(Baranowska-Rataj & Matysiak, 2014; Lundberg & Rose, 2000). 즉, 가구의 동반의사결정에 관한 논의는 남성과 여성의 임금 변화가 가구의 전략적인 선택의 결과라고 본다. 그러나 차별적 대우에 관한 논의들은 임금이 노동 시장에서 정해지고 있다는 점을 강조한다. 실험적 연구들은 동일한 자질을 가진 이들도 단지 자녀 유무에 따라서 채용이나 임금 상에 차별을 받고 있다는 점을 확인한 바 있다(Correll & Benard, 2007). 고용주는 지원자의 자질을 정확하게 파악할 수 없으므로, 자녀가 있는 남성이 더 성숙하다거나 자녀가 있는 여성이 일에 덜 헌신할 것이라는 선입견을 토대로 통계적 차별을 하게 된다는 것이다(Petersen, 2006; Reskin et al., 1990).

이러한 기존 논의에 더하여 최근 부성 프리미엄과 모성 패널티에 관한 선행연구들은 국가마다, 시대의 흐름에 따라 부모 효과의 크기와 방향은 달라진다는 점을 확인하고 있다(Baranowska-Rataj & Matysiak, 2014; Cooke, 2014a, 2014b). 특히 시간적 추세에 따른 연구들은 부성 프리미엄이 주로 임금이 높은 이데에서 크게 관측되며, 모성 패널티 역시 임금이 높은 이데에서는 최근 들어 거의 사라지는 추세다. 즉, 계층 간 임금 불평등을 강화시키는 방향으로 부모됨의 임금 효과가 작동하고 있다는 점을 강조

하였다(Cooke, 2014a, 2014b; Glauber, 2018). 이러한 선행연구의 결과는 부모됨의 임금 프리미엄 또는 패널티가 가구의 동반의사결정이나 차별적 대우에 의하여 설명될 뿐만 아니라 한 사회의 불평등 구조와도 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다.

본 연구에서는 최근의 부성 프리미엄과 모성 패널티에 관한 논의를 바탕으로 한국에서도 부모됨의 효과가 임금 분포에 따라 다른지 확인해보고자 한다. 국내 연구에서도 여성은 어머니가 되면서 5% 수준의 임금 패널티를 경험하며(오혜은, 2017), 남성은 아버지가 되면서 6.3% 가량의 임금 프리미엄을 경험하는 것으로 알려져 있다(함선유, 2020). 그러나 이러한 부모 효과가 임금 분포에 따라 다른지, 아니면 모든 계층에 동일하게 영향을 미치는지에 관한 우리나라의 연구는 아직 이뤄지지 않았다. 만약 서구의 선행연구 결과들과 같이 정적인 아버지 효과가 높은 임금을 받는 이들에게서 관측되고, 낮은 임금을 받는 이들에게서는 관측되지 않는다면, 부적인 어머니 효과가 낮은 임금을 받는 이들에게만 관측되고, 높은 임금을 받는 이들에게서는 관측되지 않는다면, 자녀의 출산은 남녀 간 임금격차를 늘릴 뿐만 아니라 전반적인 임금 불평등 구조를 강화하는 하나의 기제로 작동함을 의미한다. 특히 한국에서 주로 중위소득 이상의 계층의 분만 건수 비중이 높아지는 등 출산의 계층화가 나타나고 있다는 점을 고려한다면¹⁾, 가정을 꾸리고 자녀를 낳는 생애과정의 선택과 그 결과가 모두 임금 불평등 구조와 밀접하게 연관됨을 시사한다.

본 연구는 부모 효과가 임금분포별로 다른지를 확인하기 위하여 한국노동패널 1~21차 자료를 활용하여 무조건부 분위회귀분석을 실시하였다. 무조건부 분위회귀분석은 독립변수를 조건부로 한 분포상 분위에서의 효과를 보는 기존 분위회귀분석과 달리, 관측된 임금 자체의 분위에서 자녀 여부 혹은 자녀 수가 미치는 영향을 확인하여 소득 계층별 아버지 효과를 보다 엄밀하게 확인할 수 있도록 한다(England, Bearak, Budig, & Hodges, 2016; Killewald & Bearak, 2014). 이러한 무조건부 분위회귀분석에 더불어 고정효과모형을 활용하여 아버지(또는 어머니)와 자녀가 없는 남성(또는 여성)을 비교하는 것이 아니라 부모가 되기 전과 이후를 비교하였다. 이는 소득이 높거나 낮은 이들이 주로 부모가 되는 데에 따른 선택편의를 통제하기 위함이다.

본 연구는 다음 장에서 우선 모성 패널티와 부성 프리미엄을 설명하는 이론들을 확인

1) 이경미. (2019. 6. 17). 한국 저출산, 비혼만혼보다 '소득 양극화' 탓 크다. 한겨레. http://www.hani.co.kr/arti/economy/economy_general/897023.html에서 2019. 6. 20. 인출.

한 뒤, 본 연구의 연구 문제를 검증하기 위한 방법론을 다루고자 한다. 그 후 분석 결과를 확인하고 이를 토대로 학술적, 정책적 논의를 하겠다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 부모됨이 임금에 미치는 영향

자녀의 유무가 남성과 여성의 임금에 정반대로 영향을 준다는 점은 남성과 여성의 임금 격차를 다룬 연구들의 주요 관심이었다. 선행연구들은 크게 두 가지를 원인으로 보고 있다. 한 가지는 부부의 동반 의사결정에 따른 결과이며, 다른 한 가지는 노동시장의 다른 대우에 관한 결과라는 것이다. 부부는 시간을 어떻게 사용할지를 함께 결정하는 동반 의사결정 과정(joint decision-making process)을 통하여 시간을 배분한다. 각자의 시간을 어떻게 할당하고, 누가 어떤 일을 할 것인지를 동의하는 것이다. 가구의 의사결정은 개인의 의사결정과 마찬가지로 취향과 예산 제약 하에서 가구의 효용을 극대화하는 결정을 하게 된다(Ehrenberg & Smith, 2012). 따라서 출산을 계기로 경험하게 되는 가구의 시간 제약 증가나 노동생산성 변화는 부부의 노동시장 참여를 동시에 바꿀 수 있다.

우선 여성은 자녀의 출산과 양육으로 인하여 노동시장을 일정 시간 이탈하게 되며, 이로 인하여 숙련과 연공을 쌓지 못하는 등의 인적자본 감소를 경험하게 된다(Blau & Kahn, 2017; Ehrenberg & Smith, 2012). Esping-Andersen(2009)가 유럽국가에서 자녀를 두 명 출산한 여성을 기준으로 평균적인 경력공백을 계산한 결과, 스페인에서는 46개월가량의 경력 공백과 생애 평균 20% 가량의 임금 불이익이 관측되었으며, 복지제도가 잘 발달한 덴마크에서도 여성은 9개월의 경력 공백과 5% 가량의 생애 임금 불이익을 경험하였다. 일하는 어머니를 지원하는 제도가 잘 발달한 국가라도 자녀의 출산과 양육은 정도의 차이가 있을 뿐 불가피하게 여성의 경력단절과 임금 감소로 이어질 수 있음을 의미한다. 한편 보상임금격차론의 논의는 여성은 자녀 돌봄을 위하여 높은 임금이나 경력을 포기하고 시간적 유연성이 높은 직장이거나 파트타임을 선택한다는 점을 강

조한다. Glauber(2012)의 연구에서 파트타임으로 근무하는 여성의 절반 정도는 일과 가정의 균형을 맞추기 위하여 파트타임을 선택했다고 응답하였으며, Fuller (2017)가 사업체-근로자 매칭 자료를 바탕으로 분석한 결과에서 사업체에서 파트타임 근로, 유연한 근로시간, 재택근로, 고용주의 보육 보조 및 육아휴직 제공여부는 여성의 임금 불이익을 2%p가량 설명하였다. 특히, 7세 미만 자녀가 있는 여성은 이와 같은 사업체의 가족친화적 특성이 임금을 설명하는 수준이 더 높았다.

자녀의 출산과 양육은 이처럼 여러 경로를 통하여 여성의 임금 감소로 이어지기에, 부부의 동반의사결정과정의 논의 하에서 남성은 여성의 임금 감소를 보전하기 위하여 더 많은 시간 노동시장에 참여하는 등의 방식으로 일에 대한 헌신 수준을 증가시킬 수 있다. 실제로 여러 선행연구들은 출산 후 여성의 임금 감소를 조건부로 남성의 임금이 증가한다는 점을 확인하고 있다. Baranowska-Rataj과 Matysiak(2014)는 EU-SILC (European Union Survey on Income and Living Conditions) 자료로 유럽국가들을 분석한 결과, 모든 국가에서 남성은 자녀 수가 증가할 때 노동시간이 늘어나고, 임금 수준이 높아졌지만, 남성의 여성 파트너의 노동시장 참여는 줄어들게 된다는 점을 확인하였다. 즉, 부모가 되면서 여성의 경제활동 참여는 낮아지며, 가구 내 분업 수준이 커지는 것이다. Lundberg와 Rose(2000)는 커플 단위 연구를 통하여 어머니가 경력단절과 임금 감소를 경험한 가구에서는 아버지의 노동시간과 임금이 상승하였으나, 어머니의 임금감소가 없었던 부부의 경우 아버지의 노동시간은 오히려 줄어들었다는 점을 확인하였다. Killewald(2013)의 연구 역시 동거 중인 생물학적인 아버지만 4% 정도의 임금 프리미엄이 관측되었는데, 그 중에서도 아내가 전일제로 일하지 않는 경우에만 임금 프리미엄이 관측되었다.

그러나 가구의 동반노동공급에 관한 이론이 남녀의 다른 자녀 효과를 전부를 설명하지는 못한다. Cooke(2014)의 연구에서는 아내의 임금 수준이 남성의 임금에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 또한 선행연구들에서 아버지의 임금 프리미엄은 객관적인 일자리 특성이나 노동시간 증가로 설명되는 부분은 제한적인 것으로 나타난다(Astone, Dariotis, Sonenstein, Pleck, & Hynes, 2010; Killewald, 2013). 이는 객관적인 요건에 의한 임금 상승 또는 하락이 아닌 고용주의 선입견에 의한 차별에 기인한 임금 변화가 있을 수 있음을 시사한다. 실제로 Correll과 Benard(2007)의 연구에서도 자녀 여부만 달리한 가상의 이력서를 제시하고 고용 여부와 경쟁력 수준, 헌신도를 예상하고, 적정한

임금 수준을 묻는 실험을 한 결과, 어머니인 경우 채용과 임금에 있어서 불이익을 받았다. 반면, 아버지는 오히려 임금 프리미엄을 얻었다. 이러한 연구 결과는 어머니의 경우 일에 덜 헌신적일 것이라는 선입견으로, 아버지의 경우 반대로 일에 더 헌신적이며 성숙할 것이라는 선입견으로 인하여 차별적 대우를 할 수 있음을 시사한다. 이는 고용주 차별주의자가 아니더라도 지원자의 생산성 수준을 정확하게 알 수 없으므로, 불완전한 정보로 인하여 특정 집단에 대한 통계적인 생산성 수준으로 판단하기 때문이다 (Petersen, 2006; Reskin et al., 1990).

물론 Correll과 Benard(2007)의 연구와 같이 실험 설계가 아니라면 부모됨이 임금에 미치는 남녀 차이가 부부의 동반 노동공급에 따른 분업체계에 기인하는지, 아니면 고용주의 차별에 기인하는지를 명확하게 구분해내기는 어렵다²⁾. 통상 차별로 해석되는 설명되지 않는 임금 격차는 분석에 포함된 변수들이 설명하지 못하는 잔여 임금 격차로, 이것이 고용주의 차별에 기인하는지, 아니면 노동자의 동기와 같은 노동공급의 차원에서 이뤄지는 관측되지 않는 특성에 기인하는지를 엄밀히 구분해내지는 못한다. 다만, 어머니와 아버지에게 대한 차별적 대우와 보상임금격차에서 논의하는 바와 같은 가구 내 분업체계에 따른 임금 변화 모두 여성은 돌봄에, 남성은 시장 노동에 집중하는 남성 생계부양자 문화에 뿌리내리고 있다는 공통점이 있다.

2. 임금 분포별 부모 패널티와 프리미엄

모성 패널티와 임금 프리미엄에 관한 최근 연구들은 임금 분포에 따라서 부모됨의 효과가 달라질 수 있음을 확인하고 있다. 임금 분포에 따라서 부모의 효과가 달리 관측되는 원인은 무엇일까? 가구의 동반노동공급 이론에 따르면, 가구 내의 분업 체계가 남성과 여성이 다른 데 기인할 수 있다. 임금이 높은 여성의 경우 임금이 낮은 여성에 비하여 노동시장을 이탈할 가능성이 낮고, 가구 내 돌봄 노동을 대체할 공식적(Formal) 돌봄을 구매할 여력이 높다. 따라서 배우자인 남성이 아내의 임금감소를 보전하기 위하여 노동시장에 더 많은 시간을 참여할 가능성은 낮다. 또한 아내가 지속적으로 노동시장에 참여할 경우 노동시간이 오히려 줄어들거나 여성 프리미엄이 관측되지 않았다는 선행연구를 볼 때(Lundberg & Rose, 2000) 임금이 높은 아내가 있는 남성은 여성 프리미엄

2) 본 연구의 목적 역시 이를 구분해내는 것은 아니다.

임이 줄어들어야 할 것이다. 반대로 저소득층의 경우 가사 내 활동과 시장 노동활동의 분업수준이 증가하여 남성은 더 현신적으로 노동시장에 참여할 여지가 있다. 즉, 동반노동공급 이론의 가정에서는 저임금층과 고임금층에서 남성과 여성이 정반대의 양상을 나타내게 된다.

그러나 이러한 가설은 실제 선행연구에서는 지지되지 않고 있다. Glauber(2018)는 1980년부터 2014년 사이 인구조사(Current Population Survey) 자료를 활용하여 하위 임금, 중위임금, 상위임금 집단의 임금 분포에서 부모 여부가 임금에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과 1980년대 당시에는 모든 임금 분포에서 비슷한 크기의 모성패널티가 관측되었으나, 이후 1990년에 이르러서 높은 임금을 받는 이들의 모성패널티가 줄어들었으며, 2010년에 이르러서는 이들의 모성패널티가 사라진 반면, 낮은 임금을 받는 이들의 모성패널티는 여전히 유의하게 관측된다는 점을 확인하고 있다. 한편, 아버지에게 대한 임금 프리미엄 역시 1990년부터 상승하기 시작하였으며, 특히 높은 임금을 받는 아버지에게서 프리미엄이 크게 상승하였다. 이러한 추세가 계속되어 2010년에 이르러서는 높은 임금을 받는 이들은 중하위 임금을 받는 이들에 비하여 상당한 수준의 임금 프리미엄을 받고 있음을 확인할 수 있었다. 이는 최근 들어 아버지 효과와 어머니 효과가 임금 분포에 따라서 다르게 작동하게 되었다는 점을 시사한다. 이러한 추세는 룩셈부르크 소득연구(Luxembourg Income Study, LIS) 자료를 활용하여 1974년부터 2010년 사이 영국과 미국의 부성 프리미엄을 연구한 Cooke(2014a) 연구에서도 관측된다. 1970년대 미국과 영국, 두 국가에서 모두 약간의 부성 프리미엄이 관측되었으나, 이후 가장 하위임금 집단인 이들의 경우 오히려 임금 패널티를 경험하였다. 또한 미국에서는 상위 임금 집단의 경우 이전 보다 훨씬 더 큰 부성 임금프리미엄을 경험하여, 아버지됨이 임금 격차를 더욱 커지게 하는 방식으로 작동하였다. Cooke(2014b)의 또 다른 연구 역시 미국, 호주, 영국에서 낮은 임금을 받는 아버지는 자녀가 없는 남성에게 비하여 패널티를 겪는 것으로 확인되었으며, 영국과 미국에서 높은 임금을 받는 아버지는 더 많은 임금 프리미엄을 얻었다. 어머니의 경우 미국에서는 하위 임금층이 가장 큰 패널티를 경험한 반면, 영국과 호주에서는 중간 임금 계층에서 가장 큰 패널티가 관측되었다.

이러한 선행연구 결과는 아버지에게 대한 임금 프리미엄과 어머니에 대한 임금 패널티가 한 사회의 불평등 구조와도 밀접하게 연관되어 있다는 점을 시사한다. 특히 전반적인 임금불평등도가 전세계적으로 가장 높으며, 점차 심화되어가는 미국의 경우 남성과 여

성 모두 낮은 임금을 받는 이들은 높은 모성 패널티/ 낮은 여성 프리미엄을 경험하는 반면, 높은 임금을 받는 이들은 점점 더 높은 프리미엄과 낮은 패널티를 경험하는 것으로 나타나고 있다. 즉, 부모됨의 효과가 단순히 가구의 노동 공급의 분업 체계에 기인하는 것이 아니라는 점을 시사한다(Cooke, 2014a).

III. 방법론

1. 분석 방법

가. 무조건부 분위회귀분석

본 연구에서는 자녀 유무가 남성과 여성의 임금에 미치는 영향이 임금 분위에 따라 어떻게 다른 영향을 미쳤는지를 확인해보고자 한다. 이를 위해서는 종속변수의 평균에서 독립변수의 영향을 확인하는 OLS(Ordinary Least Square)분석이 아닌 분위회귀분석이 고려되어야 한다. 분위회귀분석은 조건부 분위회귀분석과 무조건부 분위회귀분석으로 나뉜다. Koenker와 Bassett Jr(1978)가 제안한 (조건부) 분위회귀분석(Conditional Quantile Regression, 이하 CQR)은 오차의 제곱합의 값을 최소화하는 OLS 분석과 달리, 오차의 절대값에 분위(τ)의 가중치를 준 값을 최소화하는 방식으로 분위별 회귀계수를 구한다. 한편, Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)가 제안한 무조건부 분위회귀분석(Unconditional Quantile Regression, UQR)은 재중심화 영향함수(Recentered Influence Function, 이하 RIF)를 활용하여 종속변수를 먼저 관심분위로 조정한 후 일반적인 회귀분석을 한다.

두 방법에는 각각의 장단점이 있으나, 본 연구에서는 UQR을 사용하고자 한다. 그 이유는 CQR에서 종속변수인 분위의 분포는 독립변수를 조건부로 달라지므로, 분위별 계수값을 절대적으로 비교할 수 없기 때문이다. 즉, CQR에서 회귀계수는 독립변수를 조건부로 한 부분 효과이므로 CQR의 결과를 임금 분포에 따른 회귀계수의 값을 비교하고자 한 본 연구의 목적에 맞도록 해석할 수가 없다(Firpo et al., 2009; Angrist &

Pischke, 2008; p.281). 반면, 무조건부 분위회귀분석(이하 UQR)은 이러한 제약 없이 실제 임금의 분포를 기준으로 계수의 값을 구할 수 있기에 분위별 계수 값을 비교할 수 있게 된다.

실제로 계층별 모성 패널티에 관한 분석에서 CQR과 UQR 중 어떠한 분석을 사용할 것인지에 관한 논쟁이 있었다. Budig와 Hodges(2010)는 CQR을 사용하여 어머니로의 이행이 임금에 미치는 영향을 임금 분포별로 살펴보았는데, 그 결과 저임금층에서 더 큰 임금 패널티를 경험한다는 점을 확인할 수 있었다. 그러나 Killewald와 Bearack(2014)는 CQR에서는 분위별 회귀계수의 값들을 절대적으로 비교할 수 없다는 점을 지적하였다. 또한 UQR을 통하여 동일한 자료를 분석한 결과 가장 큰 임금 패널티를 경험한 집단은 중위 임금층이라는 점을 확인할 수 있었다. 이러한 논쟁을 참고하여 본 연구에서는 Killewald와 Bearack이 사용한 UQR을 사용할 계획이다.

UQR은 앞서 언급하였던 RIF 함수를 사용하는 방식으로 Firpo 외(2009)는 관심이 있는 Y의 τ 분위의 RIF 함수를 아래와 같은 방식으로 전환할 수 있다고 보았다.

$$\text{식1. } RIF(Y; q_\tau, F_Y) = q_\tau + \frac{\tau - 1(Y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)}$$

여기서 q_τ 는 해당 분위의 종속변수의 값이며, $f_Y(q_\tau)$ 는 q_τ 에서 Y의 밀도함수(가령, kernel 밀도함수), $1(Y \leq q_\tau)$ 는 지표(indicator)항으로 Y의 값이 q_τ 와 같거나 작을 경우 1이 된다. 즉, RIF는 해당 분위기를 기준을 Y의 값에 가중치를 부여함으로써 특정 분위기를 중심으로 종속변수를 조정하는 것이다. 이렇게 구해진 새로운 종속변수에 일반적인 OLS회귀분석을 적용하면 해당 분위에서 아래와 같이 독립변수의 계수를 간단하게 확인할 수 있게 된다.

$$\text{식2. } \hat{\gamma}_\tau = (\sum X_i \cdot X_i')^{-1} \cdot \sum \hat{RIF}(Y_i; q_\tau) \cdot X_i$$

나. 고정효과모형

일반적인 회귀분석에서 모성 패널티나 부성 프리미엄은 자녀가 있는 여성과 없는

여성을, 자녀가 있는 남성과 없는 남성을 비교하게 된다. 그러나 이러한 분석에서 나타난 회귀계수의 값은 사실상 임금이 높은 남성이 아버지가 되거나 임금이 낮은 여성이 어머니가 되는 선택편의를 분리해낼 수 없다. 만약 이러한 선택편의가 존재한다면 횡단 분석은 부모 효과를 과대 추정할 가능성이 있다(Angrist & Pischke, 2008). 이같은 혼동 요인을 통제하기 위하여 선행 연구들은 패널자료를 활용하여 고정효과 모형을 적용하였다. 아래 식 3과 같이 개인을 고정함으로써 부모로의 이행과정에서 발생하는 임금의 변화만을 관찰하는 것이다.

$$\text{식3. } (Y_{jt} - \bar{Y}_j) = (\alpha_j - \alpha_j) + (\lambda_t - \bar{\lambda}) + \rho(\text{Children}_{jt} - \overline{\text{Children}_j}) \\ + (X_{jt} - \bar{X}_j)\beta + (\epsilon_{jt} - \bar{\epsilon}_j)$$

이러한 고정효과모형을 적용한 연구들은 통합모형(pooled estimation)에 비하여 고정효과 모형에서 계수의 크기가 작아졌으나 여전히 유의한 어머니 효과(Jee, Misra, & Murray-Close, 2019) 또는 아버지 효과를 확인할 수 있었다(Mari, 2019). 이처럼 계수의 효과가 줄어든 것은 본래 임금수준이 높은 이들이 아버지가 되는 선택효과가 있음을 의미하며, 고정효과 모형에서도 유의한 부모 효과가 나타났다는 점은 선택효과로는 전부 설명되지 않는 임금 프리미엄이 있음을 의미한다.

한국에서도 저임금층에서 분만 건수의 비중이 줄어들고, 중간 임금 이상의 계층에서 분만 건수의 비중이 높아지는 출산의 계층화가 나타나고 있다는 점을 고려할 때 아버지로의 긍정적인 선택효과가 작동할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서도 통합모형과 고정효과모형(fixed effect estimation-FE)을 적용하고 계수의 크기와 방향을 비교하여 선택효과가 아버지 임금 프리미엄을 얼마나 설명하는지를 확인해보고자 한다.

한편 무조건부 분위회귀분석과 고정효과모형을 동시에 적용하는 방식은 계층별 모성 패널티를 연구한 일부 선행연구들에서 다루어져 왔다(Killewald & Bearack, 2014; England, P., Bearak, J., Budig, M. J., & Hodges, M. J., 2016). 이들 연구는 우선 1단계에서 종속변수인 임금을 RIF 함수를 적용하여 전환한 뒤, 2단계에서 고정효과모형을 실시하는 방식으로 연구를 분석을 실시하였다. 본 연구에서도 이러한 방식을 참고하여 무조건부 분위회귀분석과 고정효과모형을 동시에 적용하여 분석하였다. 이후 분석 결과에서 제시되는 모든 소득분위별 결과는 이러한 RIF 함수를 적용하여 전환한 값으로

분석한 내용이다³⁾.

2. 분석 자료

본 연구는 아버지 또는 어머니됨이 임금에 미치는 영향을 확인하고자 하므로 가족 사항에 관한 정보가 필요하며, 임금함수를 추정하는 만큼, 교육년수, 경력, 근속년수와 같은 노동시장 이력에 관한 정보 역시 필요하다. 또한 선택효과로 인하여 임금 패널티 또는 임금 프리미엄이 과대추정되는 점을 고려하여 고정효과모형을 적용하고자 한 본 연구는 패널자료를 필요로 한다. 이에 한국노동연구원에서 1998년이래로 매년 실시하고 있는 한국노동패널조사 자료를 활용하였다. 한국노동패널은 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 등에 관하여 추적조사를 하고 있으며, 현재 1~21차 조사자료를 공개하고 있다. 통계청에서 실시되고 있는 경제활동인구조사 등 여타 노동력에 관한 조사들은 자녀 출생 등 가구에 관한 정보가 제공되지 않을 뿐만 아니라 패널에 대한 추적조사가 아니기 때문에 남성의 출산 전후의 임금을 변화를 살펴 비교하고자 한 본 연구에 적절하지 않았다.

본 연구는 1~21차 한국노동패널 응답자 중 25~45세 임금 근로자를 대상으로 분석을 실시하였다. 본 연구에서 필요로 하는 임금과 노동시간, 근속년수 등에 결측치가 없는 최종분석대상은 10,328명으로 개인-년도 단위 관측사례는 총 58,354건이며 평균 5.7회 가량 반복 관측되었다.

3. 변수 정의

본 연구의 종속변수는 월임금액이다⁴⁾. 임금은 통계청에서 공표하는 2015년 기준 소

3) 본 연구는 Killewald와 Bearack(2014), England, P., Bearak, J., Budig, M. J., Hodges, M. J.(2016)의 선행연구와 동일하게 개인-연도를 통합하여 종속변수에 분위별 RIF 함수 값을 적용하였다. 이는 본 연구에서 사용한 Stata 명령어인 `xtrif`의 방식이기도 하다. 이러한 방법은 물가상승률을 적용하더라도 최근 년도에 관측된 임금이 높은 분위에 분포될 가능성이 있다. 그러나 각 년도별 계산한 임금의 100분위 수와 개인-연도를 통합하여 계산한 100분위 수의 상관계수는 모든 년도에서 0.97이상으로 나타났다. 즉, 위와 같은 가능성에 따른 오차는 제한적인 것으로 보인다.

4) 통상 임금 연구에서는 시간당 임금액을 종속변수로 사용하기도 하지만, 본 연구에서 사용하는 무조건부 분위회귀분석은 독립변수를 포함하지 않은 채로 임금분위를 나누기 때문에 월 임금액을 기준으로

비자 몰가지수를 반영하여 실질임금으로 보정하였다. 분석 시에는 이러한 실질 임금에 로그를 취하였다. 독립변수는 자녀 출산여부나 자녀의 수다. 본 연구에서는 가구주와의 정보를 이용하여 부모-자녀의 관계를 확인하였다. 즉, 가구주이거나 가구주의 배우자인 남성은 아버지로, 여성은 어머니로 보고, 가구주의 자녀를 이들의 자녀로 파악하는 것이다. 이 때 동거하고 있지 않는 자녀에 관한 정보는 관측되지 않는데, 본 연구의 분석 대상이 24~45세인 만큼 대부분의 자녀가 동거 중일 것으로 예상된다. 이렇게 확보된 자녀의 수에 대한 정보를 토대로 자녀 유무를 산출하였다.

본 연구의 주요 통제 변수는 개인의 인적자본을 나타내는 연령, 교육년수, 경력년수, 현재 직장의 근속년수, 주당노동시간 등이다. 한편, 아버지의 임금 이익이 실상 결혼에 따른 선택효과일 수 있다는 선행연구의 지적에 따라 결혼 여부를 통제 변수로 추가하였다.

IV. 분석 결과

1. 기술 통계

본 연구의 분석 대상자들의 기술 통계는 <표 1>에 수록하였다. 2015년을 기준으로 몰가지상승률을 반영한 월평균임금액은 232만원이었다. 전체 임금근로자 사례 중 여성의 비율은 37.6% 였으며, 자녀의 수는 평균 1명이었다. 분석 대상 사례 중 66.7%는 결혼을 하였으며, 평균 출생연도는 1973년생이었다. 연령은 35세, 교육년수는 평균 13.9년으로 고졸 이상으로 나타났다. 한편 경력년수는 8년, 근속년수는 5년으로 나타났다. 주당 근로시간은 47.8시간 정도로 나타났다.

본 연구에서는 1~21차에서 25~45세인 임금근로자가 대상인데, 대상 기간 동안 한 번이라도 출산한 경험이 있는 경우와 경험이 없는 경우를 나누어 기술 통계를 살펴보았다. 남성의 경우 출산 경험이 있는 이들의 임금은 288만원으로 출산 경험이 없는 이들의

분위를 나누는 것이 실질 임금분위에 가깝다고 보았다. 즉, 월임금액을 종속변수로 삼을 경우 적은 시간을 일함에 따라 임금이 낮아지는 효과가 임금에 포함되어 분위가 계산된다.

평균 임금인 215만원에 비하여 상당히 높게 나타났다. 반면, 여성은 출산 경험이 없는 이들의 경우 178만원인 반면, 출산 경험이 있을 경우 171만원으로 오히려 월 임금이 낮아졌다. 즉, 자녀 출산 경험과 임금 수준이 남성과 여성이 다르다는 점을 확인할 수 있었다. 여타 변수들에서도 출산경험 여부는 남녀에게 다른 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있다. 평균 교육년수 역시 남성은 출산 경험이 있을 경우 상대적으로 길었던 반면, 여성은 반대로 출산경험이 있을 경우 교육년수가 짧았다. 주당 근로시간도 남성은 출산 경험이 있는 이들이 50.3시간으로 출산 경험이 없는 사례의 49.1시간에 비하여 길었던 반면, 여성은 출산경험 유무에 따라 각각 44.2시간과 44.3시간으로 큰 차이가 관측되지 않았다. 물론 이러한 두 집단의 차이는 소속된 코호트와 연령이 다르기에 일정 부분은 코호트의 차이에 기인하였을 수 있다. 가령, 출산 경험이 있는 이들의 평균 출생년도는 1971년이며, 평균연령도 36세 즈음인 반면, 출산 경험이 없는 이들은 남성은 1977년생, 여성은 1979년생으로 더 어린 코호트였으며, 연령 역시 각각 32.8세와 30.8세로 훨씬 낮았다. 즉, 데이터 상 출산경험이 없는 것으로 관측된 이들의 경우 추후 자녀를 낳을 가능성이 있는 이들이 포함되어있다는 점을 의미한다. 그럼에도 두 집단의 차이가 남녀에게 다르게 관측되는 양상 자체는 의미 있는 지점으로 보인다.

표 1. 분석 대상의 기술 통계

변수		전체	자녀 출산경험 없음		자녀 출산경험 있음	
			남성	여성	남성	여성
월임금액 (만원)	평균	232.037	215.079	178.339	288.202	171.870
	표준편차	136.287	127.864	85.405	144.073	104.717
여성 (남성=0)	평균	0.376	0.000	1.000	0.000	1.000
	표준편차	0.484	0.000	0.000	0.000	0.000
자녀 수	평균	1.049	0.000	0.000	1.452	1.567
	표준편차	0.996	0.000	0.000	0.869	0.852
혼인 (혼인 외=0)	평균	0.667	0.162	0.184	0.885	0.866
	표준편차	0.471	0.369	0.387	0.319	0.341
출생년도	평균	1973.165	1977.066	1979.030	1971.094	1971.329
	표준편차	7.839	7.315	7.242	7.002	7.446
연령	평균	35.292	32.751	30.801	36.651	36.776
	표준편차	5.822	5.466	5.281	5.206	5.658

변수		전체	자녀 출산경험 없음		자녀 출산경험 있음	
			남성	여성	남성	여성
교육년수	평균	13.907	13.902	14.417	14.167	13.231
	표준편차	2.555	2.422	2.110	2.516	2.756
경력년수	평균	8.326	7.052	6.419	9.109	8.737
	표준편차	5.384	5.171	4.281	5.728	4.985
근속년수	평균	5.069	3.437	3.423	6.398	4.674
	표준편차	5.156	3.719	3.773	5.573	5.210
주당 근로시간	평균	47.783	49.077	44.435	50.259	44.155
	표준편차	12.484	12.338	10.763	12.027	12.879
사례수	개인-연도 관측치	58,354	10,519	6,865	25,892	15,078
	관측된 개인 수	10,328	2,242	1,873	3,529	2,684
	개인당 반복측정 횟수	5.65	4.69	3.67	7.34	5.62

주: 가중치를 적용하지 않은 결과임.

보다 구체적으로 자녀 출산여부에 따른 연령별 임금 역시 남성과 여성은 다른 양상을 나타낸다(그림 1). 남녀 모두 25세 당시, 즉 노동시장 진입 초기일 것으로 예상되는 시점에서는 두 집단간 임금 격차가 크게 관측되지는 않는다. 그러나 남성의 경우 두 집단간의 임금 차이가 연령이 증가함에 따라서 지속적으로 증가하여, 상당한 격차를 나타낸다. 특히 자녀 출산 경험이 있는 남성의 경우 임금이 지속적으로 가파르게 증가하는 반면, 출산 경험이 없는 남성은 임금 증가가 30대 중반 이후로 정체하면서 두 집단간 임금 격차가 커지는 양상을 나타낸다. 여성 역시 출산 경험이 있는 집단과 없는 집단의 임금 격차가 노동시장 진입 초기에는 큰 차가 나지 않았으나, 출산 경험이 있는 여성의 경우 20대 후반부터 임금이 상승하지 않고 유지되다가 30대 초중반을 기점으로 하락하는 양상을 나타낸다. 반면, 출산 경험이 없는 여성의 경우 임금이 지속적으로 상승하지만, 그 증가폭은 남성에 미치지 못하며, 30대 중반 이후로는 더 이상 임금이 오르지 않는 양상을 나타내다가 하락세를 보인다. 즉, 남성은 자녀 출산으로 지속적인 임금 상승을 나타내는 반면, 여성은 반대로 자녀 출산으로 임금 하락세를 나타낸다. 물론 여성의 경우 자녀 출산 경험이 없더라도 평균 임금이 지속적으로 상승하지는 않기 때문에 두 집단간 임금 격차가 지속적으로 커지는 양상은 아니다.

이 같은 자녀 유무에 따른 남성과 여성의 서로 다른 임금 패턴의 양상은 임금 분위별 자녀 유무와 자녀 수에서도 유사하게 관측이 된다. [그림 2]를 살펴보면 남성은 임금분위가 올라갈수록 자녀가 있는 비율이 높아지며, 평균 자녀 수 역시 임금 수준에 따라 증가하는 양상을 나타낸다. 그러나 여성은 U자 형태를 나타내는데, 즉, 중위임금까지 여성의 임금 분위가 높아질수록 자녀의 수가 감소하는 반면, 중위임금 이후로는 남성과 동일하게 임금 분위가 높아질수록 자녀가 있는 비율과 자녀의 수가 증가한다. 이러한 남녀의 임금 분위별 자녀 여부, 자녀 수의 차이가 의미하는 바는 무엇일까? 남성은 자녀 출산의 결정과 출산에 따른 결과가 임금과 보다 직접적으로 연결되는 반면, 여성은 자녀 출산의 결정과 출산에 따른 결과가 임금과 보다 복잡한 양상으로 관련되어 있음을 시사한다. 또한 임금 계층에 따라서 남성과 여성의 임금 프리미엄 또는 패널티의 양상이 보다 복잡하게 나타날 수 있음을 의미한다. 중위임금 이하 계층의 경우 남성과 여성에게 자녀의 출산이 미치는 영향이 정 반대로 나타나지만, 중위임금 이상 계층의 경우 남성과 여성에게서 자녀 출산의 영향이 동일하게 영향을 미칠 여지가 있는 것이다. 다음 장에서는 이러한 가능성들이 실제로 어떻게 나타나는지를 무조건부 분위회귀분석의 결과를 토대로 확인해보도록 하겠다.

그림 1. 연령별, 자녀 출산경험 여부별 남녀 평균 임금

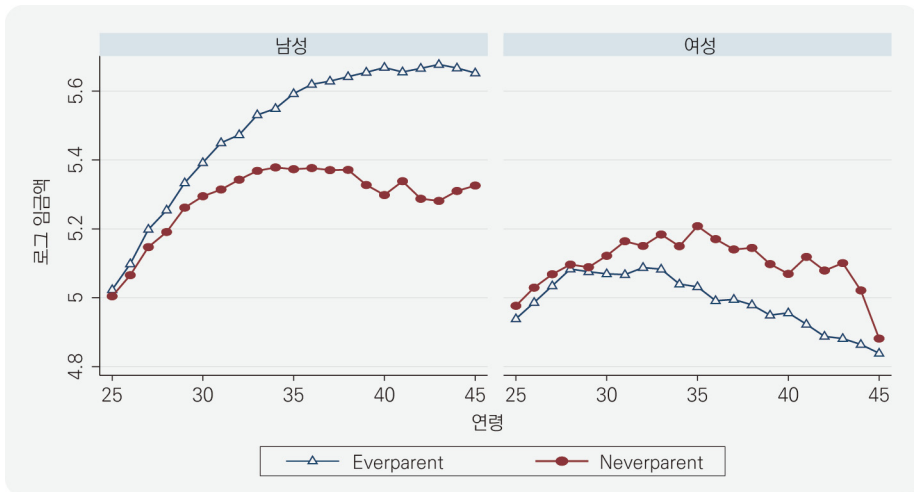
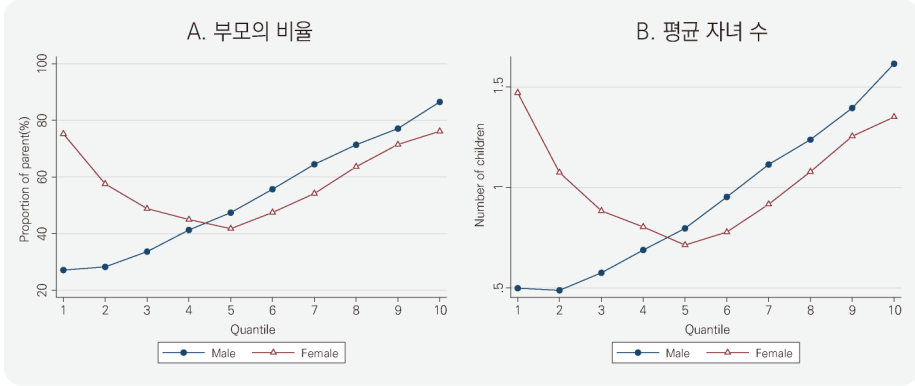


그림 2. 임금분위별 부모의 비율 및 평균 자녀 수



주: 여기서 임금분위는 각 연도별로 계산한 임금 분위임.

2. 무조건부 분위회귀분석

본 장에서는 남성과 여성의 임금에 부모됨이 미치는 영향을 살펴보았다. 우선 <표 2>는 남성을 대상으로 한 분석 결과이다. 남성의 경우 예상하듯, 자녀가 있을 경우 임금 프리미엄을 받는 것을 나타낸다. 우선 통합모형(pooled)은 자녀가 있는 남성과 자녀가 없는 남성을 비교한 값으로 자녀가 있는 남성은 자녀가 없는 남성에 비하여 평균 7.7% 가량 임금이 높았다. 이 값은 본래 임금이 높은 이들이 자녀를 출산하는 선택효과를 통제하지 못하는데, 개인을 고정하고 자녀 출산으로의 이행만을 살펴본 고정효과 모형에서는 그 값이 2.17%로 줄어들었다. 이는 통합모형에서 관측된 아버지의 임금 프리미엄이 상당 부분은 본래 임금이 높은 이들이 아버지가 되는 선택편의에 기인한다는 점을 시사한다. 그러나 이러한 선택 편의를 교정하고도 여전히 유의한 임금 프리미엄을 확인할 수 있었다. 이는 선행연구의 결과와도 일치하는 양상이다.

그러나 평균적인 수준에서의 양상이 모든 임금 분위에서 동일하게 관측되지는 않는다. 무조건부 분위회귀분석을 통하여 임금 분위별로 아버지 효과를 살펴본 결과, 각 임금 집단별로 상당히 다른 추세를 보였다. 우선 중위임금 집단의 경우 평균적인 추세와 유사한 양상을 나타내 통합 모형에서 7.2%, 고정효과모형에서 3.1% 가량의 임금 프리미엄이 관측되었으나, 임금 하위 20%의 경우 통합 모형에서 5.5% 가량 관측되던 임금 프리미엄이 고정효과모형에서는 오히려 4.1%의 임금 패널티를 받는 것으로 나타났다.

즉, 임금 하위 20% 집단에서 아버지와 비아버지를 비교하였을 때 아버지의 임금은 더 높지만, 개인단위에서 아버지로의 이행은 오히려 임금 불이익을 얻는다는 뜻이다. 반면, 임금 상위 20%의 경우 통합모형에서 10.6%의 높은 임금 프리미엄이 관측되었고, 고정 효과모형을 통하여 개인간 이질성을 통제하고도 8%라는 높은 수준의 정적인 아버지 효과가 관측되었다. 이는 고임금층의 경우 임금이 더 높다고 더 자녀를 많이 출산하는 선택편의가 크게 나타나지 않으며, 오히려 순수한 임금 프리미엄을 받게 된다는 점을 나타낸다. 이러한 결과는 고임금 집단에서 아버지의 임금 프리미엄이 더 높다는 선행연구의 결과와 동일한 양상이다. 이러한 임금집단별 추세는 전반적으로 일관된 양상을 보이는데, 특히 고정효과모형으로 개인간 이질성을 통제한 결과에서 하위 20% 이하 임금집단의 경우 유의한 임금 패널티가, 하위 30~40% 임금 집단의 경우 아버지로의 이행이 임금에 유의한 영향을 미치지 못하였다.

표 2. 분석 결과: 남성

변수	평균		임금 하위 20%		중위 임금		임금 상위 20%	
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
자녀유무	0.0773*** (0.00646)	0.0217** (0.00836)	0.0550*** (0.0101)	-0.0410* (0.0181)	0.0717*** (0.00930)	0.0312* (0.0140)	0.106*** (0.0112)	0.0795*** (0.0185)
연령	0.0772*** (0.00486)	0.103*** (0.00671)	0.117*** (0.00907)	0.286*** (0.0138)	0.165*** (0.00660)	0.135*** (0.00974)	0.0239*** (0.00701)	-0.0533*** (0.0123)
연령제곱	-0.00102*** (0.0000678)	-0.00121*** (0.0000852)	-0.00170*** (0.000123)	-0.00345*** (0.000180)	-0.00224*** (0.0000916)	-0.00174*** (0.000129)	-0.000209* (0.000101)	0.000757*** (0.000167)
교육년수	0.0601*** (0.00101)	0.0112+ (0.00642)	0.0343*** (0.00167)	-0.0373** (0.0121)	0.0578*** (0.00123)	-0.000216 (0.00878)	0.0847*** (0.00149)	0.0431** (0.0140)
경력년수	0.00387*** (0.000505)	0.0241*** (0.00374)	0.000571 (0.000812)	0.00837 (0.00727)	0.00230*** (0.000686)	0.0306*** (0.00454)	0.00771*** (0.000827)	0.0385*** (0.00626)
근속년수	0.0256*** (0.000466)	0.0105*** (0.000996)	0.0143*** (0.000621)	0.0000223 (0.00188)	0.0248*** (0.000575)	0.00954*** (0.00140)	0.0381*** (0.000779)	0.0221*** (0.00208)
혼인유무	0.142*** (0.00673)	0.0614*** (0.0100)	0.152*** (0.0116)	0.0860*** (0.0210)	0.193*** (0.01000)	0.0747*** (0.0163)	0.121*** (0.0108)	0.0428* (0.0199)
주당노동 시간	0.00395*** (0.000240)	0.00345*** (0.000251)	0.00708*** (0.000382)	0.00344*** (0.000452)	0.00230*** (0.000250)	0.00125*** (0.000264)	0.000587* (0.000263)	0.000885** (0.000330)

변수	평균		임금 하위 20%		중위 임금		임금 상위 20%	
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
절편	2.505*** (0.0866)	2.704*** (0.162)	1.898*** (0.165)	-0.391 (0.313)	1.030*** (0.116)	2.464*** (0.216)	3.414*** (0.121)	5.561*** (0.297)
N	36411	36411	36411	36411	36411	36411	36411	36411
R ²	0.403	0.373	0.126	0.157	0.291	0.234	0.287	0.177

주1: 괄호 안은 표준오차를 나타냄. Pooled 모형의 경우 Robust 표준오차, FE 모형의 경우 개인 단위 Cluster 표준오차임.

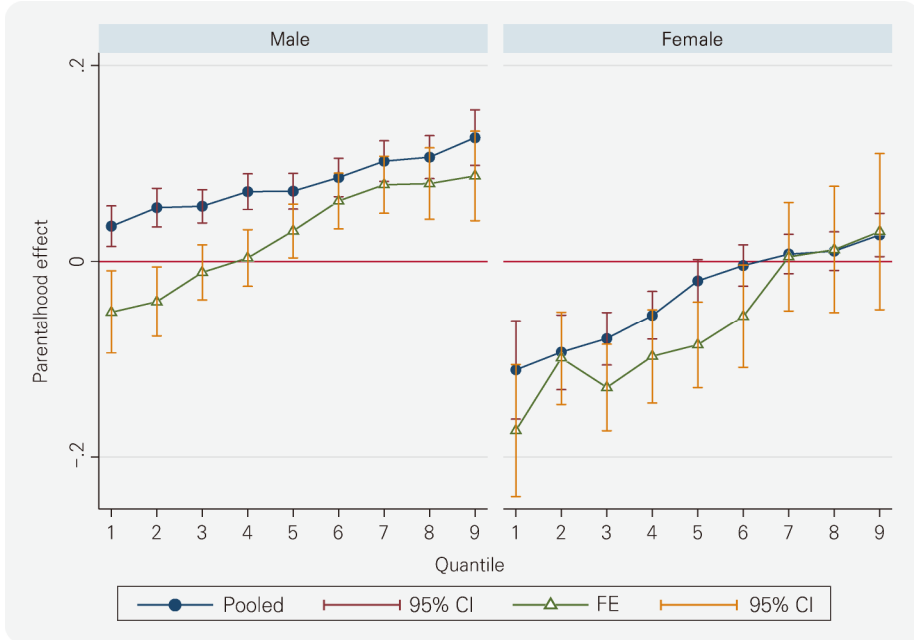
주2: + p < 0.10, *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

주3: 모든 모형에서 각 년도를 통제함.

한편 결혼의 효과 역시 임금 분위별로 상당히 다른 양상을 나타냈다. 남성의 경우 모든 임금 집단에서 배우자가 있을 경우 임금이 높아지는 결혼의 프리미엄이 관측되었다. 그러나 이의 크기는 상대적으로 고임금층에서는 작은 편이었으며, 중위임금집단과 하위 임금 집단에서 주로 관측되었다. 또한 통합모형과 고정효과모형을 비교해보면 상당한 선택편의가 있다는 점 역시 확인할 수 있었는데, 이는 임금 수준이 높은 이들이 결혼을 하는 경향이 있다는 점을 의미하며, 이러한 선택효과도 모든 임금 계층에서 관측되었다. 통제변수로 추가된 인적자본에 대한 임금 이익 역시 임금 계층에 따라 다소 달랐다. 교육 투자 회수율과 경력 및 근속년수에 따른 임금 상승분이 고임금층에서 가장 높게 나타났으며, 저임금층에서는 가장 낮게 나타났다. 특히 저임금층의 경우 교육년수가 늘어가는 변화가 임금을 유의하게 낮추는 것으로 나타나기도 하였다.

다음으로 여성에 대한 분석결과를 살펴보면, 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성에 비하여 임금이 낮아지는 모성 패널티가 확인되었다. 평균 수준에서 6.55%의 임금 불이익이 관측되었다. 그러나 임금이 낮은 여성이 어머니가 되는 선택효과의 가능성을 통제하기 위해서 고정효과를 적용한 결과 계수의 크기가 -6.64%로 오히려 더 낮아지는 결과를 확인하였다. 이는 자녀를 출산 하는 여성이 그렇지 않은 여성에 비하여 본래 임금이 낮은 것이 아니라, 오히려 본래 임금이 더 높았기에 모성 불이익의 크기 역시 클 수 있다는 점을 시사한다. 그러나 남성의 경우와 마찬가지로 이러한 평균 수준의 모성 패널티는 임금 집단별 추세와는 별개의 양상을 나타낸다. 가령, 중위임금을 받는 여성의 경우 모성 통합모형에서 모성패널티의 크기가 1.97%로 낮은 수준이었는데, 고정효과 모형에서 이 크기가 8.6%로 커져서, 정적인 선택편의가 중위임금 집단에서 더 크게

그림 3. 임금분위별 부모 효과



주: 표 2의 분석에 포함된 모든 변수를 포함한 모델에서 자녀 유무의 회귀계수 값을 나타냄.

나타난다는 점을 확인할 수 있었다. 한편 임금 하위 20% 집단에서도 어머니인 여성은 9.3%의 임금 불이익을, 어머니로의 이행은 9.9%의 임금 불이익을 겪는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 남성과 마찬가지로 여성 역시 어머니로의 이행이 주로 임금 수준이 높은 이들에게서 나타나기에 어머니로의 이행에 따른 실질 임금 불이익이 통합모형에 비하여 커진다는 점을 나타내는 결과다. 그러나 상위 20% 임금자의 경우 자녀 유무는 임금에 유의한 영향을 미치는 변수가 아니었다. 또한 고정효과모형으로 개인 내 이행을 살펴본 결과에서도 어머니로의 이행이 유의한 임금 변화를 불러일으키지 못하였다. 이러한 결과는 남성 내에서도 임금 분위에 따라 아버지로의 이행이 미치는 영향이 달랐듯이 여성 역시 어머니로의 이행이 미치는 영향이 임금 분위에 따라 상당히 다르다는 점을 시사한다. 이는 남성의 사례와 동일하게 모든 임금 분위에 따른 일관된 추세를 그리는데, 가령 [그림 3]을 살펴보면 여성 역시 가장 낮은 임금 집단에서 가장 큰 임금 패널타를 경험하고 임금 70% 이상 집단의 경우 어머니와 어머니가 아닌 여성 간, 어머

니로의 이행 모두가 유의한 임금 차이를 나타내지 않았다. 이러한 연구 결과는 여성의 경우 고임금 집단에서 임금 패널티가 사라졌다는 선행연구의 결과와 일치하는 추세다.

표 3. 분석 결과: 여성

변수	평균		임금 하위 20%		중위임금		임금 상위 20%	
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
자녀유무	-0.0655*** (0.00926)	-0.0664*** (0.0151)	-0.0931*** (0.0196)	-0.0991*** (0.0242)	-0.0197+ (0.0111)	-0.0855*** (0.0224)	0.0106 (0.0101)	0.0122 (0.0329)
연령	0.0283*** (0.00636)	0.0529*** (0.00836)	0.0299* (0.0143)	-0.0133 (0.0162)	0.0872*** (0.00723)	0.0894*** (0.0132)	0.0124* (0.00572)	0.135*** (0.0162)
연령제곱	-0.000496*** (0.0000900)	-0.000570*** (0.000116)	-0.000711*** (0.000199)	0.000418+ (0.000222)	-0.00126*** (0.000100)	-0.00113*** (0.000182)	-0.000109 (0.0000811)	-0.00189*** (0.000224)
교육년수	0.0763*** (0.00145)	0.00576 (0.00970)	0.120*** (0.00268)	-0.0167 (0.0174)	0.0658*** (0.00148)	-0.00783 (0.0114)	0.0372*** (0.00149)	0.00556 (0.0166)
경력년수	0.00231** (0.000725)	0.0260** (0.00439)	0.00355* (0.00149)	0.0209** (0.00774)	-0.00126+ (0.000761)	0.0245*** (0.00577)	0.00133* (0.000679)	0.0262*** (0.00694)
근속년수	0.0460*** (0.000617)	0.0140*** (0.00195)	0.0609*** (0.00110)	-0.00179 (0.00309)	0.0465*** (0.000703)	0.00575* (0.00283)	0.0336*** (0.000929)	0.0380*** (0.00370)
혼인유무	0.0416*** (0.00862)	-0.0144 (0.0145)	-0.0210 (0.0190)	-0.0986*** (0.0263)	0.0658*** (0.0104)	-0.0200 (0.0241)	0.0555*** (0.00853)	0.0707* (0.0309)
주당노동 시간	0.0145*** (0.000373)	0.0105*** (0.000479)	0.0185*** (0.000578)	0.0146*** (0.000762)	0.00367*** (0.000231)	0.00506*** (0.000494)	0.00164*** (0.000171)	0.00211*** (0.000478)
절편	2.582*** (0.113)	3.096*** (0.194)	1.290*** (0.251)	4.046*** (0.367)	2.259*** (0.127)	3.103*** (0.273)	4.452*** (0.0996)	2.494*** (0.365)
N	21943	21943	21943	21943	21943	21943	21943	21943
R ²	0.471	0.277	0.325	0.117	0.321	0.101	0.219	0.134

주1: 괄호 안은 표준오차를 나타냄. Pooled 모형의 경우 Robust 표준오차, FE 모형의 경우 개인 단위 Cluster 표준오차임.

주2: + p < 0.10, *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

주3: 모든 모형에서 각 년도를 통제함.

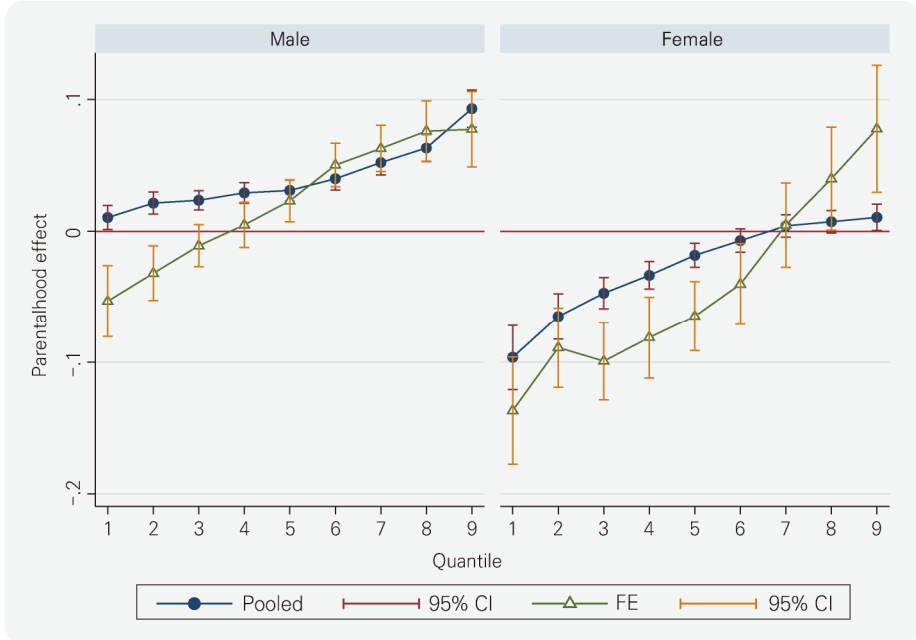
한편 결혼 여부 역시 자녀 유무와 동일하게 중하위 계층별로 그 방향과 선택효과 크기가 달랐다. 가령, 저임금 집단의 경우 기혼 여성과 미혼 여성의 유의한 임금 격차가 관측되지 않은 반면, 고정효과모형에서 결혼으로의 이행은 10% 가량의 유의한 임금

불이익을 발생시켰다. 반면 중위임금 집단의 경우 기혼자는 미혼에 비하여 유의하게 임금이 높았으며 이는 고정효과모형에서 유의하지 않은 수준으로 사라져 대부분이 선택 효과에 의한 것이라는 점을 확인할 수 있었다. 마지막으로 임금 상위 20% 집단의 경우 기혼자는 미혼자에 비하여 임금이 5.55% 높았으며, 고정효과모형에서 이행을 살펴본 결과 6.78%로 결혼 프리미엄의 크기가 더 커졌다는 점을 확인할 수 있었다. 즉, 저임금 여성에게 결혼은 임금을 낮추는 패널티인 반면, 고임금 여성에게는 임금을 오히려 높이는 프리미엄으로 작동하는 결과다. 이는 대부분의 연구에서 여성을 하나의 집단으로 간주하는 것과 달리, 여성 내에서도 임금 수준에 따라 가정의 형성이 미치는 영향이 이질적이라는 점을 시사한다.

인적자본이 여성의 임금에 미치는 영향을 살펴보면, 임금 분위별 여성 임금근로자의 구성적인 이질성이 있는 것으로 보인다. 남성의 경우 대부분의 인적자본의 효과가 임금이 높아질수록 더 크게 임금에 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 여성의 경우 저임금 집단일수록 인적자본의 증가에 따른 임금 상승을 나타내는 계수의 크기가 더 크게 나타났다. 그러나 이러한 효과를 통합모형이 아닌 고정효과모형으로 살펴보면, 남성과 동일하게 경력과 근속년수가 1년 늘어날 때 받을 수 있는 임금 상승의 크기가 임금 수준이 높아질수록 커지는 것으로 나타났다. 이처럼 통합모형과 고정효과모형의 결과가 다른 까닭은 여성은 남성에 비하여 각 임금 집단 내에서 이질적인 특성을 가진 이들이 더 많기 때문으로 보인다.

마지막으로 자녀 여부가 아닌 자녀의 수를 토대로 추가 분석을 실시하였는데, 그 결과는 자녀 여부에 관한 결과와 유사하게 나타난다(그림 4). 남성의 경우 하위 20% 이하 임금 집단에서 자녀 수가 한 명 늘어날 때 유의한 임금 패널티가 관측되는 반면, 고임금 집단으로 갈수록 더 높은 임금 프리미엄을 나타낸다. 여성의 역시 동일한 양상이지만, 상위 20% 이상 임금 집단의 경우 자녀의 수가 한명 늘어날 때 유의한 임금 프리미엄이 관측되었다는 점이 다소 차이가 있다. 이는 앞서 [그림 2]에서 살펴보았던 고임금 여성의 경우 평균 자녀 수가 1.5명 정도로 1명 이상이라는 점에서 자녀 유무에 대한 변수에 비하여 더 많은 변화가 관측됨에 따른 결과로 보인다.

그림 4. 임금분위별 자녀 수의 효과



주: <표 2>의 분석에 포함된 모든 통제 변수를 포함한 모델에서 자녀의 수에 대한 회귀계수 값을 나타냄.

V. 논의

본 연구는 임금 분포별로, 성별로 자녀가 있을 경우 임금이 미치는 영향이 어떠한지를 살펴보았다. 이는 평균적인 수준에서 관측되는 부성 프리미엄과 모성 패널티가 모든 임금 분포에서 동일하게 적용되지 않을 수 있다는 논의를 출발점으로 한다.

본 연구에서 발견한 점은 크게 세 가지다. 첫 번째로 임금 분포별로 부모로의 이행이 미치는 영향이 각기 다르게 나타나는데, 그 방향은 임금불평등을 가중시키는 방식이었다. 저임금층의 경우 아버지와 어머니 모두 자녀가 생겨나면서 임금 불이익을 겪는 것으로 나타난 반면, 고임금층의 경우 아버지와 어머니 모두 임금 프리미엄을 얻는 것으로 나타났다. 더 높은 임금을 받는 이들이 가정을 꾸리고 자녀를 낳는 선택효과를 통제하고

도 유의한 양상이었다. 이러한 결과는 모성 패널티와 부성 프리미엄이 가구의 동반노동 공급에 의하여 온전히 설명되지 않는다는 점을 시사한다. 가구의 분업 수준 증가에 따라 모성 패널티와 부성 프리미엄이 존재한다면, 남성과 여성이 임금 분포에 따라 반대의 양상을 나타내야 하지만, 남성과 여성 모두 동일한 방향으로 나타났다는 점에서 가구의 동반노동공급에 관한 이론으로는 충분히 설명되지 않는다는 점을 확인하였다. 물론 가구의 동반노동공급 이론을 검증하기 위해서는 보다 엄밀하게 가구 내의 역동을 살펴봐야 하므로 이론적인 결론을 내리기는 어렵다. 다만, 가구 단위의 역동을 넘어서 사회의 불평등 수준과 부모됨의 효과가 연결된다는 점은 본 연구의 주요한 발견이라 할 수 있다.

최근 해외의 선행연구들은 높은 임금을 받는 아버지에 대한 임금 프리미엄은 강화되고, 높은 임금을 받는 어머니에 대한 패널티 역시 사라지고 있다는 연구 결과를 확인해 왔다(Glauber, 2018; Cooke, 2014a, 2014b). 즉, 한 사회의 임금 불평등도가 높아질수록 임금 분포별로 부모됨의 효과가 임금불평등을 가중시키는 방향으로 변화하고 있다는 것이다. 임금불평등도가 낮았던 시대(2010년대 대비 1980년대)나 국가들(미국 대비 영국, 호주 등)에서 상대적으로 균질한 부성 프리미엄이나 모성 패널티를 나타내는 반면, 불평등도가 높을수록 임금 분포별 변이가 크게 나타났다. 본 연구의 분석결과에서 나타나는 임금 분포별로 유의미한 추세는 주로 임금불평등 수준이 높은 국가에서 나타나는 양상이라 할 수 있다.

이처럼 가족을 꾸리는 생애 과정이 임금 분포에 따라서 정 반대로 작동한다는 점은 우리 사회에 중요한 함의를 준다. [그림 2]에서 살펴보면, 임금 분포에 따라서 자녀 유무와 자녀의 수가 달라지는데, 특히 남성의 임금에 따라서 자녀를 낳는 결정이 상당히 달라졌다. 이는 국민건강보험 데이터를 분석한 결과, 소득계층별로 분만건수가 달라졌다는 분석 결과와도 맥을 같이한다. 이처럼 임금 수준에 따라서 결혼을 하고 자녀를 낳는 생애 과정이 선택적으로 이뤄지고, 이러한 선택편의를 통제하고도 자녀 수가 늘어날 때 고임금층은 유의한 임금 프리미엄을, 저임금층은 유의한 임금 패널티를 받는다는 사실은 가족의 형성이 저임금층에게는 드물게 일어날 뿐만 아니라, 더욱더 과중한 부담이 된다는 사실을 시사한다. 전시 수준의 초저출산이라는 문제를 안고 있는 우리 사회에서 임금불평등과 자녀를 낳는 생애과정이 연결되어 있다는 사실은 임금불평등을 시급히 개선해야 하는 하나의 이유를 더한다.

한편 여성의 경우 각 국가별로 가장 큰 임금 패널티를 경험하는 집단이 국가마다 다소 달랐다. LIS의 횡단 자료를 활용하여 무조건부 분위회귀분석을 실시한 Cooke(2014b)의 연구의 결과, 미국에서는 하위 임금자가 가장 큰 모성 패널티를 경험한 반면, 영국과 호주에서는 중간 임금 집단에서 가장 큰 패널티가 관측되었다. 반면, 미국의 1979년생의 단일 코호트의 자료인 NLSY79을 활용하여 고정효과모형을 적용한 Killwald와 Bearak(2014)의 연구에서는 중간 임금 집단에서 가장 큰 패널티를 경험하는 것으로 나타나기도 하였다. 본 연구에서는 Cooke의 연구에서 미국 사례와 동일하게 통합모형과 고정효과모형에서 모두 저임금 여성의 모성 패널티가 가장 크게 나타났다. 이처럼 임금 분포에 따른 임금패널티가 임금분위별로 다른 원인에 대해서는 추가적인 분석을 필요로 한다. 다만, Cooke(2014b)는 호주와 영국에서는 미국에 비하여 상대적으로 저임금 여성에서 파트타임의 비율이 높다는 점이 이러한 하위 임금집단의 낮은 모성 패널티를 설명한다고 보았다. 저임금 집단에서 전반적으로 시간제 근로를 하고 있다 보니 어머니가 되더라도 노동시간이 상대적으로 더 감소하지는 않기 때문에 추가적인 임금 감소를 경험하지 않을 수 있다는 것이다. 즉, 각 국가의 노동시장의 특성에 따라서 임금 분포에 따른 임금 패널티가 달라질 수 있다는 점을 의미한다. 다만, 본 연구의 결과에서 우리나라에서는 저임금 집단의 임금 패널티가 가장 큰 것으로 나타나므로, 위와 같은 시간제와 관련한 설명이 부합하지는 않는다. 추후 연구에서는 한국 노동시장의 어떠한 특성이 저임금 여성의 모성 패널티를 더욱 심화시키는지 살펴보아야 할 것이다.

마지막으로 본 연구 결과, 고임금 여성에게서 관측되는 모성 프리미엄이나 저임금 남성에게서 관측되는 부성 패널티를 발견하였다. 통상 여성은 모성 패널티를, 남성은 부성 프리미엄을 경험하는 것으로 알려져 있는데, 임금 분포에 따라서는 정반대의 영향을 주기도 한다는 뜻이다. 모성 프리미엄과 부성 패널티의 경우 선행연구에서 아주 제한적으로만 확인되고 있다. 가령, 혼자서 아이를 키우는 아버지에게 대한 부성 패널티나 (Steffens et al., 2019) 아버지 육아휴직을 사용한 이들 중 저임금 집단에서만 임금 감소 효과가 나타났다는 연구(Morosow & Cooke, 2018) 그 예다. 한편 모성 프리미엄 역시 취학연령의 자녀가 있는 여성에게서 관측되는 임금 프리미엄을 확인한 Zhao(2018)의 연구 등 제한적인 수준으로만 논의가 되고 있다. 본 연구에서도 이처럼 관측된 모성 프리미엄과 부성 패널티가 어떠한 기제에 의하여 작동하고 있는지에 대해

서는 밝히지 못하고 있다. 특히 노동시장과 일자리의 특성, 그리고 정책적 배경 등이 영향을 미칠 것으로 예상되지만 본 연구에서는 지면상의 한계로 이러한 가능성을 확인하지 못하고 있다. 추후 연구에서는 이러한 가능성을 확인하기 위한 시도가 이뤄져야 할 것이다. 다만, 본 연구는 통상 논의되듯 어머니나 아버지가 모두 단일한 집단이 아니며 각자의 계층에 따라 서로 다른 경험을 하고 있다는 점을 발견하였다는데 의의를 두고자 한다.

함선유는 서울대학교 사회복지학과에서 석사학위를 받았으며, 현재 동대학원 박사과정에 있다. 주요 관심분야는 돌봄 정책, 젠더, 복지국가, 사회서비스, 사회통계이며, 현재 돌봄 정책의 발전과 남녀 임금격차, 돌봄직의 임금 불이익 등을 연구하고 있다.

(E-mail: sunyu.ham@gmail.com)

참고문헌

- 오혜은. (2017). 한국의 모성임금 패널티에 관한 연구. *사회복지정책*, 44(3), pp.217-245.
- 이경미. (2019. 6. 17). 한국 저출산, 비혼·만혼보다 '소득 양극화' 탓 크다. 한겨레. http://www.hani.co.kr/arti/economy/economy_general/897023.html에서 2019. 6. 20. 인출.
- 함선유. (2020). 아버지의 임금 프리미엄(fatherhood premium)은 실재하는가? *비판사회 정책*, 67, pp.347-378
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton university press.
- Astone, N. M., Dariotis, J. K., Sonenstein, F. L., Pleck, J. H., & Hynes, K. (2010). Men's work efforts and the transition to fatherhood. *Journal of Family and Economic Issues*, 31(1), pp.3-13.
- Baranowska-Rataj, A., & Matysiak, A. (2014). *Does the European country-specific context alter the fatherhood premium?* ISiD Working Papers, 44.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), pp.789-865.
- Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2010). Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty across White Women's Earnings Distribution. *American Sociological Review*, 75(5), pp.705-728.
- Cooke, L. P. (2014a). *Eugenics of inequality: UK and US fatherhood premia across the earnings distribution, 1974-2010*. LIS working paper series, No.603
- Cooke, L. P. (2014b). Gendered Parenthood Penalties and Premiums across the Earnings Distribution in Australia, the United Kingdom, and the United States. *European Sociological Review*, 30(3), pp.360-372.
- Correll, S. J., & Benard, S. (2007). Getting a job: is there a motherhood penalty? *American journal of sociology*, 112(5), pp.1297-1339.
- Ehrenberg, R. G., & Smith, R. S. (2012). *Modern labor economics: theory and public*

- policy (11 ed.). Boston: Pearson Education, Inc.
- England, P., Bearak, J., Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2016). Do Highly Paid, Highly Skilled Women Experience the Largest Motherhood Penalty? *American sociological review*, 81(6), pp.1161-1189. doi:10.1177/0003122416673598
- Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles*. Cambridge: Polity.
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), pp.953-973.
- Fuller, S. (2017). Segregation across Workplaces and the Motherhood Wage Gap: Why Do Mothers Work in Low-Wage Establishments? *Social Forces*, 96(4), pp.1443-1476.
- Glauber, R. (2012). Women's Work and Working Conditions: Are Mothers Compensated for Lost Wages? *Work and Occupations*, 39(2), pp.115-138. doi:10.1177/0730888411422948
- Glauber, R. (2018). Trends in the Motherhood Wage Penalty and Fatherhood Wage Premium for Low, Middle, and High Earners. *Demography*, 55(5), pp.1663-1680. doi:10.1007/s13524-018-0712-5
- Jee, E., Misra, J., & Murray Close, M. (2019). Motherhood Penalties in the U.S., 1986-2014. *Journal of Marriage and Family*, 81(2), pp.434-449. doi:10.1111/jomf.12543
- Killewald, A. (2013). A reconsideration of the fatherhood premium: Marriage, coresidence, biology, and fathers' wages. *American sociological review*, 78(1), pp.96-116.
- Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women? A Comment on Quantile Regression. *American sociological review*, 79(2), pp.350-357. doi:10.1177/0003122414524574
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.33-50.
- Lovász, A., & Cukrowska-Torzewska, E. (2019). The role of parenthood in the

- gender wage gap. In K. Fazekas & Á. Szabó-Morvai (Eds.). *Hungarian Labour Market, 2018*, Budapest: Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences, pp.163-165.
- Lundberg, S., & Rose, E. (2000). Parenthood and the earnings of married men and women. *Labour Economics*, 7(6), pp.689-710.
- Mari, G. (2019). Is There a Fatherhood Wage Premium? A Reassessment in Societies With Strong Male Breadwinner Legacies. *Journal of Marriage and Family*.
- Morosow, K. & L. P. Cooke (2018). *Why Daddy Doesn't Do it: Paternal Leave Effects on the Wage Distribution*. Working Paper, Stockholm University Linnaeus Center on Social Policy and Family Dynamics in Europe, SPaDE. 06.
- Petersen, T. (2006). Motive and cognition: Conscious and unconscious processes in employment discrimination. *Understanding Choice, Explaining Behaviour*.
- Reskin, B. F., Roos, P. A. (1990). *Job Queues, Gender Queues Explaining Women's Inroads into Male Occupations*. Philadelphia: Temple University Press.
- Steffens, M. C., et al. (2019). "Work-Related Impression Formation: Reviewing Parenthood Penalties and Investigating a "Fatherhood Penalty" for Single Fathers." *Basic and Applied Social Psychology* 41(5), pp.287-304.
- Zhao, M. (2018). From motherhood premium to motherhood penalty? Heterogeneous effects of motherhood stages on women's economic outcomes in urban China. *Population Research and Policy Review*, 37(6), pp.967-1002.

Rich Parent, Poor Parent: Differences in the Parenthood Effect on Income across the Wage Distribution

Ham, Sunyu

(Seoul National University)

This study investigates whether the wage effects of childbirth vary across the wage distribution. It is generally argued that women pay motherhood penalties and men earn fatherhood premiums when they become a parent. However, recent studies found that these parenthood effects differ across the wage distribution. To explore such variation across the income distribution, this study applies unconditional quantile regression and mixed effect model using 1-21 waves of the Korean Income Panel Study. The results show that both men and women pay the parenthood penalty in lower-wage groups while they earn parenthood premiums in higher-wage distribution. This means that the transition to parenthood aggravates income inequality. It implies that the transition to parenthood is deeply correlated with the social structure of inequalities.

Keywords: Motherhood Penalty, Fatherhood Premium, Wage Inequality, Unconditional Quantile Regression