

# 아버지의 임금 프리미엄(fatherhood premium)은 실재하는가?

함 선 유\*

어머니에 대한 임금 불이익에 대한 관심과 더불어 아버지에 대한 임금 프리미엄은 젠더 간 임금 격차의 주요 요인으로 여러 국가에서 주목받아 왔다. 그럼에도 젠더 간 임금 격차가 OECD 국가 중 가장 큰 것으로 보고되는 한국에서는 아직 아버지에 대한 임금 프리미엄이 실재하는지, 그 규모가 어느 정도인지에 대하여 알려진 바가 없다. 이에 본 연구는 한국노동패널 1~21차 자료를 토대로 아버지의 임금 효과를 살펴보았다. 개인-연도 단위에 대한 통합모형과 고정효과모형, 개인 별기울기고정효과 모형을 적용하여 20-40세 한국남성의 임금을 분석한 결과, 아버지의 시간당 임금은 자녀가 없는 남성에게 비하여 13.7% 가량 높았으며, 고정효과모형으로 아버지로의 이행을 살펴본 결과에서도 6.9%의 임금 이익을 확인할 수 있었다. 결혼의 효과를 통제한 결과에서도 아버지로의 이행은 5% 가량의 임금 이익을 나타냈다. 이는 다른 국가들과 비교하여 다소 높은 수준이다. 출생 코호트별 분석 결과에서는 최근 코호트에서 15%를 상회하는 임금 이익이 관측되었으며, 이 중 10%p가량이 아버지가 되는 선택 편의에 의한 것임을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 한국의 젠더 간 임금격차뿐만 아니라, 출산의 계층화와 같은 사회문제에 대한 함의를 제공한다.

주요용어 : 부성 임금 프리미엄, 젠더임금격차, 출산의 계층화, 아버지

## 1. 연구배경

본 연구는 자녀가 있는 남성의 임금이 자녀가 없는 남성에게 비해 높다는 부성 프리미엄(fatherhood premium)이 실재하는지를 확인해보고, 이러한 임금 프리미엄이 무엇에 기인하는지를 파악해보고자 한다.

여성과 남성의 임금격차는 전세계적으로 관측되는 현상으로 이의 원인을 밝혀 내기 위한 연구들이 활발하게 진행되고 있다. 남성과 여성의 임금 격차를 설명하는 중요한 요인 중 하나로 아이가 있는 여성이 노동시장에서 임금 불이익을 겪는다는 모성 불이익(motherhood penalty)이 선행연구

---

\* 서울대학교 사회복지학과 박사과정, sunyu.ham@gmail.com

에서 주목을 받았다. 이는 노동시장 최초 진입 시 여성과 남성의 임금 격차가 크지 않으나<sup>1)</sup>, 임신과 출산, 자녀 양육을 겪으며 여성과 남성의 임금 격차가 벌어지는 현상에 대한 관심에서 비롯한다. 여성은 가정 내 역할로 인하여 경력이 단절되거나, 시간적 유연성이 높은 직장으로 이직하면서 임금이 줄어들곤 한다. 더불어 이 같은 인적 자본이나 일에 대한 헌신 수준과는 별개로 아이를 가졌다는 이유만으로 차별을 경험하기도 한다. 가령, 동일한 자격조건을 가진 지원서에 자녀 유무에 관한 정보를 다르게 한 Correll and Benard (2007)의 실험에서 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성에 비하여 낮은 임금을 제안 받았다. 국내에서도 어머니는 첫째 자녀가 생길 경우 5% 가량 임금 불이익을 받는다는 연구결과가 있다(오혜은, 2017).

그렇다면 남성 역시 아버지가 되면서 임금 상의 변화를 경험하지는 않을까? 해외 선행연구들은 아이가 있을 경우 여성이 노동시장에서 임금 불이익을 겪는 반면, 남성은 반대로 임금이 상승한다는 부성 프리미엄을 주목해왔다. 유럽국가들의 아버지 임금을 연구한 Baranowska-Rataj and Matysiak (2014)도 각 국가마다 정도의 차이는 있으나 모든 유럽 국가에서 아버지에 대한 임금 프리미엄이 관측하였다. 미국과 캐나다의 남성 임금을 분석한 연구에서 아버지는 6~13%의 임금 이익을 받는 것으로 확인되었으며(Cooke & Fuller, 2018; Lundberg & Rose, 2000), 일본에서는 자녀 출산 이후 임금률이 2.8% 가량, 연간 노동시간은 65시간 가량 늘어났다 (Yukawa, 2011).

이같은 부성 프리미엄은 어머니의 임금 불이익, 혹은 노동시장 이탈로 인해 발생하는 가구 소득을 보전하기 위한 추가노동자효과(added worker effect)에 의한 것일 수 있으나, 어머니에 대한 통계적 차별과 마찬가지로 실제 노동시장 내 헌신 여부와는 관계없이 자녀가 있는 남성이 일에 더 몰입할 것이라는 편견과 관련 있을 수도 있다. 앞서 언급된 Correll and Benard (2007)의 연구에서도 남성은 자녀유무에 따라 차별 대우를 받지 않을 뿐만 아니라 종종 이득을 얻는 것으로 나타났다. 만약 아버지에 대한 임금 프리미엄이 존재한다면, 모성 임금 불이익에 대한 관심만으로는 남녀의 임금 격차를 절반만 이해하게 된다. Lovász and Cukrowska-Torzewska (2019)는 서유럽 국가들의 경우 어머니에 대한 임금 패널티보다 아버지에 대한 임금 프리미엄이 남성과 여성의 임금격차에 결정적이라는 점을 확인한 바 있다.

이처럼 세계 여러 국가들에서 아버지의 임금 프리미엄을 확인하고 있음에도, 한국에서는 아직 아버지가 자녀가 없는 남성에 비하여 임금 이익을 받는지, 임금 이익을 받는다면 그 규모가 얼마나 되는지, 관련 요인은 무엇인지에 대하여 알려진 바가 없다. 한국은 전통적으로 가부장적인 문화와 남성생계부양자 체제가 자리잡고 있다는 점(은기수 & 이윤석, 2005), 비슷한 경제적 발전을 이룬 다른 나라들에 비해서 남녀 간의 노동시장 내 임금 격차가 크다는 점에서(OECD, 2017) 아버지에 대한 노동시장 내 인식과 대우가 어머니와는 반대로 긍정적인 여지가 있다.

---

1) 물론 최근 김창환 and 오병돈 (2019)의 연구는 대학 졸업 후 2년 내 직장으로부터 19.8% 가량의 임금격차가 발생하며, 이러한 입직 초기의 임금 격차로 인하여 이후 가정생활에서 남녀간 분업이 발생할 가능성을 제기하였다. 이는 중요한 발견이며, 모성불이익에 대한 실증 연구들이 아이가 없는 여성과 아이가 있는 여성을 비교하거나, 한 여성이 아이가 없을 때의 임금과 아이가 있을 때의 임금을 비교할 때 어머니의 임금이 유의하게 더 낮다는 점을 비추어 볼 때 여성의 임금은 초직부터 계속해서 남성과의 격차가 벌어지게 된다.

이에 본 연구는 한국노동패널의 1~21차 자료를 활용하여 아버지의 임금 프리미엄이 실재하는지를 확인하고, 임금 프리미엄이 어떠한 기제에 의하여 발생하는지를 확인해보고자 한다. 선행연구들은 임금 프리미엄의 원인으로 일에 대한 헌신 증가, 부모가 되는 선택에 대한 편익(positive selection), 차별 등이 제기된 바 있다. 이에 본 연구는 패널자료의 특성을 활용하여 소득 수준이 높은 이들이 결혼을 하고(marriage selection) 자녀를 갖게 된다는 선택 편익(selection bias)를 고려하고도 부성 효과가 의미 있게 나타나는지를 살펴볼 계획이다. 더불어 이중 노동시장 체제가 공고해지는 현재 우리나라의 노동시장 상황을 고려할 때, 아버지가 되는 이들이 자녀를 갖기 전 소득 수준이 높을 뿐만 아니라, 임금의 상승률이 높을 수 있다는 가설도 함께 검증해보고자 한다. 마지막으로 최근 노동시장과 일-가족에 관한 가치관의 변화, 그리고 저출산 체제로의 진입을 고려할 때 과거에 비해 최근 코호트에서 이러한 부성 임금 프리미엄이 공고해지는지, 아니면 점차 줄어드는지를 살펴보겠다.

본 논문은 우선 부성 임금프리미엄에 관한 이론과 선행연구들을 살펴본 뒤, 연구방법론에 대하여 설명하도록 하겠다. 한국노동패널 자료에서 아버지가 되는 시점은 부분적으로만 조사가 된 바, 가족관계, 배우자의 출산 기록을 매칭하는 등 여러 가구변수를 이용하여 출산 시점을 추정해야 하는 어려움이 있다. 연구방법론에서는 이러한 데이터 구성 단계에서 대해서도 자세히 다룰 예정이다. 마지막으로 실증분석 결과를 제시한 뒤, 이에 대하여 논의를 하도록 하겠다.

## II. 이론적 배경 및 선행 연구

### 1. 가구의 동반노동공급 결정

배우자(또는 파트너)와 함께 살고 있는 이들은 이들의 시간을 어떻게 사용할 것인지, 즉 노동시장에 얼마나 참여할 것인지를 함께 결정한다. 이러한 동반 의사결정 과정(joint decision-making process)은 각자의 어떻게 시간을 할당하고, 누가 어떤 일을 할 것인지를 동의하는 과정이다. 가구의 의사결정은 개인의 의사결정과 마찬가지로 취향과 예산 제약 하에서 가구의 효용을 극대화하는 결정을 하게 된다(Ehrenberg & Smith, 2012). 가령 배우자의 노동생산성이 감소할 경우, 가구의 소득이 낮아지는데, 그럼에도 가구의 종전 효용을 유지하고 싶다면 다른 가족원이 더 많은 시간을 일하여 가구의 소득 수준을 유지하려고 할 것이다. 이러한 추가노동자 효과(added worker effect)는 자녀 출산 이후 남성의 노동공급에 시사하는 바가 있다.

자녀의 출산은 가구 내 상당한 시간과 비용을 상승시키는 크나큰 변화로, 가구원의 노동 시간이나 생산성에 영향을 미친다. 여성들이 자녀 출산이후 노동시장 이탈 혹은 임금 불이익을 경험하고 있다는 점은 국내외 많은 선행연구에서 다뤄져 왔다(Michelle J Budig, Joya Misra, & Irene Boeckmann, 2012; Michelle J. Budig, Joya Misra, & Irene Boeckmann, 2012; Budig, Misra, & Boeckmann, 2015; Correll & Benard, 2007; Glauber, 2018; 오혜은, 2017). 이 같은 어머니의 임금

및 경제활동상태의 변화는 아버지로 하여금 더 많은 시간을 노동시간에 참여하도록 하거나, 일에 대한 헌신 수준을 높여 임금 감소를 보전하려는 노력을 기울이게 한다는 것이다.

실제로 Baranowska-Rataj and Matysiak (2014)는 EU-SILC (European Union Survey on Income and Living Conditions)를 유럽국가들에서 자녀의 수가 남성의 노동참여 확률, 노동 시간, 임금의 순위(rank)와 수준, 고용계약 형태에 따른 직업의 안정성 수준에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하였다. 그 결과 모든 국가에서 남성은 자녀 수가 증가할 때 노동시간이 늘어나고, 소득 수준이 높아졌지만, 남성의 여성 파트너의 노동시장 참여는 줄어들게 된다는 점을 확인하였다. 즉, 부모가 되면서 여성의 경제활동 참여는 낮아지며, 가구 내 분업 수준이 커지는 것이다.

보다 구체적으로, 아버지의 임금 프리미엄은 어머니의 임금 감소가 발생했을 경우에만 이를 보전하기 위하여 나타난다는 연구 결과들도 있다. 커플 단위에서 부모로의 이행과정을 살펴본 Lundberg and Rose (2000)의 연구에서 아버지의 임금 이익은 어머니의 임금 감소를 조건부로 한다는 점을 확인하였다. 어머니가 경력단절과 임금감소를 경험한 가구에서는 아버지의 노동시간과 임금이 상승하였으나, 어머니의 임금감소가 없었던 부부의 경우 아버지의 노동시간은 오히려 줄어들었다. 즉, 어머니의 임금 감소를 조건부로 아버지의 노력 수준이 증가하는 것이며, 그 외의 경우는 오히려 자녀 양육에 따른 시간 제약의 증가로, 임금노동시간을 줄여서 가족생활에 더 많은 시간을 분배하는 결과다. Killewald (2013)는 아버지의 결혼 상태, 동거여부, 생물학적 아버지인지 여부가 임금 프리미엄에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았는데, 결혼을 하였으며, 동거 중인 생물학적인 아버지만 4% 정도의 임금 프리미엄이 관측되었다. 한편 동거 중인 아버지일 지라도 아내가 전일제로 일하고 있을 경우 임금 프리미엄이 관측되지 않았다, 즉, 아내가 전일제가 아닌 상태일 때만 임금 이익이 관측되는 것이다.

한편, 자녀의 출산으로 시간제약이 커지므로 아버지의 노동시간이 줄어들 가능성도 있다. 앞서 언급하였듯이 Lundberg and Rose (2000)의 연구에서 출산 후 아내의 임금 감소가 없었던 경우 오히려 노동시간이 줄어들었다는 연구 결과가 바로 그 예다. 자녀가 태어난 이후 노동시간의 변화를 살펴본 Astone, Dariotis, Sonenstein, Pleck, and Hynes (2010)의 연구에서는 비혼인 어린 아버지와 같은 일부 집단에서만 아이가 태어난 뒤 노동시간이 유의하게 늘어났으며, 혼인한 남성의 경우 아버지로의 이행이 노동시간을 늘리는 것과 관련이 없었다. 오히려 일반적인 나이에 자녀가 생긴 결혼한 남성의 경우 노동시간이 오히려 줄어들기도 하였다.

이러한 선행연구들을 종합하면, 아버지의 노동시간이 늘어남에 따른 임금 상승이 예산제약이 상대적으로 클 것으로 보이는 어린 아버지 등 일부 집단에서만 관찰되며, 시간당 임금률이 상승하는 효과는 어머니의 노동시장 이탈과 같은 임금 감소를 조건부로 나타내고 있다. 한국에서는 여성과 남성의 임금 격차가 유사한 경제적 발전을 이룬 국가들 중 가장 높은 수준이며, 육아기 여성의 경제활동참가율 역시 가장 낮은 편이다(OECD, 2017). 이러한 육아기 여성의 노동시장 이탈이나 낮은 임금 수준은 배우자인 남성으로 하여금 가구소득 보전을 위하여 더 많은 시간과 노력을 노동시장에 할애하도록 할 공산이 크다. 즉, 한국의 남성들이 더 많은 임금 이익을 받을 수 있다는 것이다. 따라서 본 연구에서는 선행연구의 결과들을 참고하여 아버지의 임금이 자녀가 없는 남성에게 비하여

더 높은지를 살펴보고, 아버지의 임금 증가분이 아내의 소득 감소와 같은 가구의 분업체제에 기인하는지를 살펴보도록 하겠다.

그러나 이같은 추가 노동자 효과는 아버지의 임금 프리미엄을 전부를 설명하지는 못한다. 미국과 영국의 아버지 임금 이익에 관한 Cooke (2014)의 연구에서 파트너인 아내의 임금 수준이 남성의 임금에 유의한 영향을 미치지 못한다는 연구결과가 있다. 또한 일부 집단에서만 4% 가량의 아버지에 대한 임금 이익이 관측된 Killewald (2013)의 연구에서도 이러한 임금 이익 중 15% 가량만이 인적 자본과 일자리 특성(job trait)에 의하여 설명되었다. 즉, 나머지의 임금 이익은 설명 불가능한 요인들의 영향을 받았다는 뜻이다. 이후 본 연구에서 살펴볼 다른 연구들 역시 아버지의 임금 이익이 특정 국가에서(Baranowska-Rataj & Matysiak, 2014; Cooke, 2014), 특정 집단에서(Glauber, 2018; Hodges & Budig, 2010; Yukawa, 2011) 더 크게 나타난다는 점을 고려하면, 아버지의 임금이익이 단순히 가구 소득 감소를 보전하기 위한 추가노동자효과에 의해서만 설명되지 않는다는 점을 예측할 수 있다.

## 2. 선택효과

한편, 아버지의 임금 프리미엄이 사실상 임금이 높은 남성이 아버지가 되는 선택편의의 결과라는 견해가 있다. 이는 일면 타당한 의심으로, 본래 임금이 높은 이들이 아버지가 된다면 횡단 분석으로 아버지와 아버지가 아닌 남성을 비교한 결과는 과대 추정되었을 수 있다. 이러한 선택편의는 모성 불이익에도 동일하게 적용되는데, 본래 노동시장에서 임금 수준이 낮은 이들이 자녀를 낳는 선택을 한다는 가정과 같은 맥락이다. 이러한 역인과관계를 통제하기 위하여 많은 연구들이 패널 자료에 고정효과 모형을 적용하였다. 개인을 고정함으로써 부모로의 이행과정에서 발생하는 임금의 변화만을 관찰하는 것이다. 그 결과는 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).

선택편의는 그러나 개인의 관측되지 않는 역량 외에도 여러 차원에서 다뤄지기도 한다. 가령 Mari (2019)는 아버지들이 단순히 아기를 낳기 전 임금이 높을 뿐만 아니라, 임금 상승률이 더 높을 가능성을 제기하였다. 즉, 아버지가 되는 이들은 임금 상승률이 높은 유망한 직업에 이미 입직해있다는 것이다. 따라서 개개인의 임금 상승 기울기를 통제해야 한다는 주장이다. Mari (2019)의 연구 결과, 통합모형에서는 14.2%, 고정효과모형에서는 3.8% 정도 관측되던 여성 임금 프리미엄이 개인의 임금상승률을 통제하였을 때 유의한 수준으로 관측되지 않았다. 즉, 통합모형과 고정효과모형에서 관측된 효과는 사실상 개인의 자녀를 낳기 전 임금수준과 직업의 임금상승률의 정적 선택 효과라는 것이다. 본 연구에서도 이러한 선택효과가 아버지 임금 프리미엄을 얼마나 설명하는지를 확인해보고자, 통합모형과 고정효과모형(fixed effect estimation·FE)과 개인별 기울기 고정효과모형(Fixed effects individual-slope estimation·FEIS)을 적용하고 계수를 비교해 볼 계획이다.

### 3. 노동시장 내 아버지에 대한 긍정적 차별

아버지에 대한 임금 이익이 선입견과 차별에 기인한 결과일 수 있다. 즉, 인적자본에 해당하는 객관적인 요인이나, 개인의 능력과 같은 개인 간의 이질성에 따른 선택효과로도 설명 불가능한 요인에 의한 결과라는 것이다. 고용주는 차별주의자가 아니더라도 지원자의 생산성 수준을 정확하게 알 수 없으므로, 불완전한 정보로 인하여 특정 집단에 대한 통계적인 생산성 수준으로 판단을 하게 된다(Petersen, 2006; Reskin, 2014). 가령 고용주는 어머니에 대한 인식과는 반대로 아버지됨을 성숙함의 척도로 보며, 자녀가 없는 남성에 비하여 더 생산성이 높고 자질이 높을 것으로 기대하는 것이다. 이러한 고용주의 선입견으로 아버지들은 노동시장내의 실제 자질과는 별개로 긍정적인 평가를 받기도 한다(Correll & Benard, 2007). 이는 여성은 가구 내 비공식 돌봄 노동, 남성은 노동시장 내 임금노동을 전담하는 생계부양자 문화에 뿌리를 내리고 있는 편견에서 비롯한다. 그러나 최근 들어 여성의 사회참여가 활발해지고, 일과 가족에 대한 대중의 인식이 상당히 급격하게 바뀌고 있다는 점에서 차별에 의한 요인들은 코호트에 따라 다른 수준을 나타낼 수 있을 것으로 예상된다.

가령 Baranowska-Rataj and Matysiak (2014)의 연구에서 자녀 수에 따른 아버지, 어머니의 노동공급의 변화는 그 사회의 규범과 관련이 있었는데, 보다 평등한 사회의 남성이 노동시간의 증가 폭이 낮다는 점을 확인하였다. Yukawa (2011)는 1960년 이전 출생한 아버지와 1960년 이후 출생한 아버지의 임금 프리미엄을 비교하였는데, 그 결과 이전 코호트의 경우 임금률의 상승이 관측된 반면, 이후 코호트에서는 임금률의 상승이 관측되지 않았다. 대신, 이후 코호트는 노동시간을 늘이는 결과를 나타냈다. 즉, 가부장제가 공고한 사회에서 아버지에 대한 임금상의 이익이 더 크게 나타난다는 점을 시사한다. 한국은 여타 서구 국가들에 비하여 보수적인 성역할태도를 갖고 있다는 점에서(은기수 & 이윤석, 2005) 아버지에 대한 임금 프리미엄이 크게 관측될 수 있다. 더불어 성역할태도가 변화하고 있다는 점에서(은기수, 2006) 과거 코호트에 비하여 최근 코호트에서 아버지의 임금 효과가 다소 완화될 수 있다는 점 역시 예상해 볼 수 있다.

물론 최근 코호트에서 아버지에 대한 임금 프리미엄이 커질 가능성도 있다. 가령, 1980년과 2014년 사이 미국의 여성과 남성의 부모됨에 따른 임금 이익과 불이익을 연구한 Glauber (2018)는 1990년대에 부성 임금 프리미엄이 증가하기 시작하였으며, 특히 저소득 남성에 비하여 고소득 남성에게서 임금 프리미엄이 더 크게 증가하여, 2010년대에 고소득 남성은 저소득이나 중간소득 남성에 비하여 더 큰 부성 임금 이익을 받았다. 1974년과 2010년 아버지의 임금 이익이 소득 분포에 따라 다른 지를 살펴본 Cooke (2014)의 연구에서는 1970년대에는 영국과 미국에서 모두 아버지에 대한 임금 분포와 관계없이 임금 이익을 받았던 것과 달리 2010년에는 저소득층의 아버지들은 오히려 임금 불이익을 경험한다는 점을 확인하였다. 특히 미국에서는 저소득층의 아버지는 임금 불이익을 경험하는 반면, 고소득층으로 갈수록 임금 이익의 크기가 더 커진다는 점을 확인하고 있다. 이러한 연구결과들은 노동시장 내 임금 불평등이 가중되면서 아버지의 임금 이익 역시 소득 분포에 따라 임금 격차를 가중시키는 방향을 커질 수 있다는 주장이다. 한국에서는 저소득층에서 분만 건수의

비중이 줄어들고, 중간 소득 이상의 계층에서 분만 건수의 비중이 높아지는 출산의 계층화가 나타나고 있다는 점을 고려할 때<sup>2)</sup> 최근 코호트에서 임금 프리미엄이 커질 가능성도 있다.

### III. 연구방법

#### 1. 자료

본 연구는 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. 한국노동패널은 특히 조사 이전 시점의 노동 이력에 대해서도 회고 조사를 통하여 정보를 제공하고 있어 아버지의 임금 이익이 세대 별로 어떻게 다른지를 살펴보고자 한 본 연구의 목적에 가장 부합하는 자료를 제공하고 있다. 또한 본 연구는 임금 수준이 높은 이들이 아버지가 되는 선택효과로 인하여 아버지에 대한 임금 이익이 과대 추정될 수 있다는 점을 고려하여, 개인 고정효과 모형을 통하여 개인간 이질성을 통제하고자 하였다. 따라서 응답자를 반복하여 추적 조사하는 패널조사자료를 필요로 하는데, 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.

#### 2. 연구대상

본 연구는 자녀가 있는 남성이 자녀가 없는 남성에 비하여 높은 임금을 받는지를 확인하고자 20~40세 임금근로자 남성을 분석대상으로 하였다. 40세를 초과하는 남성을 제외한 까닭은 40세 이상일 경우 연령, 경력, 근속년수 등에 따른 영향이 청년층과는 다를 수 있기 때문에 자녀 출산에 따른 영향을 살펴보고자 한 본 연구에 적합하지 않다고 판단하였기 때문이다. 40세 초과 남성은 20~30대 남성들과 달리 노동시장 내에서 이미 견고한 위치에 있을 수 있기 때문에 40세 초과 남성의 첫 자녀 출산이 임금에 미치는 영향 역시 다를 수 있다. 더불어 아래 설명할 내용과 같이 출생 코호트를 구성하는 데 있어서 대상 연령을 너무 길게 잡을 경우 코호트 구성이 어려워질 수 있다는 점에서 20~40세로 대상층을 제한하였다.

본 연구는 코호트별에 따라 아버지에 대한 임금 이익이 달라지는지를 확인하기 위하여 1960~1979년 출생 남성들을 분석 대상으로 선정하고 이들을 5세 단위로 네 집단으로 나누었다 (표 1). 1960년 이전 출생 코호트를 포함하지 못한 까닭은 1960년생 이전 출생 코호트의 경우, 한국노

2) 한겨레. 2019년 6월 17일. 이경미 기자. “한국 저출산, 비혼·만혼보다 ‘소득 양극화’ 탓 크다” ([http://www.hani.co.kr/arti/economy/economy\\_general/897023.html](http://www.hani.co.kr/arti/economy/economy_general/897023.html))

동패널의 첫 조사가 이루어진 1998년 당시 이미 40세가 초과하여 노동 이력에 관한 정보를 상당 시간이 지난 회고자료에만 의존해야 했기 때문이다. 1979년 이후 출생 코호트의 경우 가장 최근 조사된 자료가 38세 이하이기 때문에 20~40세 연령일 당시의 임금 이력을 확인하고자 한 본 연구에 충분한 정보를 제공하지 못한다고 판단하였다.

<표 1> 분석 대상 코호트

태어난 년도	1960-1964년	1965-1969년	1970-1974년	1975-1979년
2018년 현재 연령	54~58세	49~53세	44~48세	39~43세
20세 당시 년도	1980~1984년	1985~1989년	1990~1994년	1995~1999년
40세 당시 년도	2000~2004년	2005~2009년	2010~2014년	2015~2019년

본 연구에서 필요로 하는 임금과 노동시간, 근속년수 등에 결측치가 없는 최종분석대상은 3,435명으로, 이들의 연도-개인 단위 관측치는 27,746개이다. 코호트별로는 1960-1964년생 567명(4,592개 연도-개인단위 관측치), 1965-1969년생 776명(6,042개), 1970-1994년생 1092명(8,111개), 1975-1979년생 1,000명(8,001개)이며, 개인당 7~8회 시점에 관측치가 있다 (표3). 본 분석 이외에 아버지에 대한 임금이익의 원인을 살펴보고자 한 추가 분석의 경우 아내의 경제활동 및 임금소득에 대한 정보가 있는 남성을 대상으로 하였으므로 분석 대상 사례수가 상이하다.

### 3. 변수

#### 가. 종속변수

본 연구의 종속변수는 월임금과 임금률이다. 임금률은 월임금을 월간 근로시간으로 나누어 계산한 값을 사용한다. 한국노동패널에서는 매년 조사하는 현재 직업의 임금과 노동시간에 관한 정보 이외에도 회고조사를 바탕으로 이전의 노동력에 관한 정보를 제공하고 있다. 1~21차에 응답한 현재 기준의 임금과 노동시간은 매년 내용이 업데이트 되는 반면, 과거 회고자료의 경우 매년의 변동된 임금 수준과 노동시간에 관한 정보를 제공하는 것이 아니라, 해당직업을 시작한 시기와 끝낸 시기, 그 기간 동안 받은 평균 임금과 노동시간에 관한 정보만을 제공하고 있다. 따라서 실제로는 같은 일자리 내에서 임금이 변화하였으나, 데이터 상에서는 일자리가 바뀌지 않는 이상 동일한 임금으로 표기되었을 가능성이 있다. 이는 직업력 자료의 한계이나, 보다 넓은 연령층에 대하여 분석하고자 한 본 연구에서는 1970년 이전 출생자들의 경우 많은 부분 직업력 자료에 의존해야 했다. 다만, 1970년대 이후 출생한 이들을 대상으로 한 분석과 1970년 이전 출생한 이들을 포함한 분석의 결과는 크게 다르지 않았다.

임금은 통계청에서 공표하는 2015년 기준 소비자 물가지수를 반영하여 실질임금으로 보정하였으며, 물가를 보정한 시간당 임금액이 100원 미만으로 지나치게 낮은 사례는 이상치로 보고, 이러한 이상치가 본 연구의 회귀계수에 지나치게 큰 영향을 미칠 가능성을 고려하여 분석 대상에서 제외



하였다.

### 나. 독립변수

독립변수는 아버지 여부로, 첫째 아이를 낳은 시점부터 아버지로 코딩하였다. 한국노동패널은 아버지의 출산력에 대하여 제한적인 정보를 제공하고 있다. 우선 최초 패널에 진입하는 신규조사자에게만 출산이력에 관한 정보를 조사하고 있으며, 이후 출산 이력에 대해서는 추적하고 있지 않다. 따라서 자녀의 수나 출산 관련 변수는 여타 변수를 통해 간접적으로 변수를 생성해야 하는 한계가 있다 (최세림, 2018). 더구나 신규조사자에 대한 출산 이력에 관한 문항도 1차부터 10차까지는 남성에게도 이 문항을 묻고 있으나 11차부터는 여성에게만 이러한 질문을 하고 있다. 이로 인하여 11~21차에 새롭게 진입한 남성의 조사 이전 출산이력을 확인하기 위해서는 가구주와의 관계 변수를 토대로 부부 관계인 여성을 확인하고, 해당 여성의 출산 이력 정보를 활용해야 했다. 이는 가구주와의 관계를 활용하여 가능한 모든 사례를 살펴보는 등 여러 단계를 통해 확인할 수 있는 정보로, 직접 조사하는 방식에 비하여 오차를 발생시킬 수 있다. 가령, 여성이 자녀와 함께 재혼하였을 경우 현재는 새아버지이지만, 아이가 태어난 해당 시점에는 아버지가 되는 변화를 겪지 않았을 가능성이 있다. 이는 자료의 한계에 따른 오차로 남겨둘 수밖에 없다.

한편, 최초 조사 이후의 출생이력의 경우 가구원의 변화 및 가구원과의 관계를 토대로 자녀의 나이를 통하여 출산 시점을 확인하였다. 가구원에 관한 정보는 동거 중일 경우에만 확인이 되므로, 동거 중이 아닌 자녀가 있을 경우 이를 파악하기 어려운 한계점이 있다. 그러나 최초 진입 이후의 출생 아동이므로 20세 미만의 미성년 자녀이며 이 경우 대다수가 동거 중일 것으로 예상된다. 본 연구는 이와 같이 3가지 방법으로 확인한 자녀 출생에 관한 정보를 토대로 첫째 아이의 출생 시점을 기준으로 아버지 여부에 관한 변수를 만들었다.

<표 2> 자료형태별 출산변수추정방법

자료	출산 변수 추정 방법
신규조사자 1~10차	출산 이력에 관한 정보를 남성에게도 질문하고 있으므로 조사 이전 출생 정보는 해당 변수를 활용함.
신규조사자 11~21차	출산 이력에 관한 정보를 여성에게만 질문하고 있으므로, 조사 이전 출생에 관한 정보는 가구주와의 관계 변수를 토대로 부부 관계를 확인하고 배우자인 여성의 출산 이력을 활용함. 이러한 접근은 그러나 여성이 재혼 등으로 실제 자녀가 아닐 가능성이 있으나, 이를 파악하지 못하는 한계점이 있음.
기존 조사자	최초 진입 이후 가구원의 출생 정보와 가구원과의 관계를 통해서 남성의 자녀로 확인되는 자녀의 나이를 토대로 출산 이력을 확인함

### 다. 통제변수

본 연구의 주요 통제 변수는 개인의 인적자본을 나타내는 교육년수, 경력년수, 현재 직장의 근속

년수 등이다. 그 외에도 연령과 주당노동시간을 통제하였다. 한편, 아버지의 임금 이익이 실상 결혼에 따른 선택효과일 수 있다는 선행연구의 지적에 따라 결혼시점을 토대로 남편인지 아닌지를 통제 변수로 투입하였다. 또한 아버지에 대한 임금이익이 배우자의 노동시장참여 여부와 임금 수준에 영향을 받는지를 확인하기 위하여 추가 분석에서 해당 변수를 포함하였다<sup>3)</sup>. 배우자에 관한 정보는 앞서 언급하였듯 가구주와의 관계 변수를 토대로 가능한 모든 조합을 확인하여 부부 코드를 만들었으며, 부부에 해당되는 여성의 정보를 매칭하였다.

### 3. 분석방법

본 연구는 아버지의 임금 이익을 확인하기 위하여 우선 개인-연도 단위의 관측치에 대하여 통합 회귀분석(pooled regression)을 실시하였다. 여기서  $\rho$ 가 아버지에 대한 임금 이익이며, X는 연령, 교육년수, 경력년수, 근속년수 등의 통제변수를 포함한다.

$$\text{식1. } Y_{jt} = \alpha_j + \lambda_t + \rho \text{Father}_{jt} + X_{jt}\beta + \epsilon_{jt}$$

이러한 회귀분석은 그러나 앞서 언급한 바와 같이 개인의 능력이라는 관측되지 않아 누락된 변수(A)가 임금과 자녀 출산에 모두 영향을 미치면서 편의를 발생시킬 수 있다. 즉,  $\alpha_j$ 는 절편에 누락된 변수 A가 포함된 것이다.

$$\alpha_j \equiv \alpha + A_j\gamma$$

가령, 높은 임금을 받는 이들이 아버지가 될 가능성이 높기 때문에, 이를 적절히 통제하지 않을 경우 아버지에 대한 임금 이익을 과대 추정할 가능성이 있다(Angrist & Pischke, 2008). 이에 본 연구는 이 같은 선택효과에 따른 편의를 통제하기 위하여 고정효과모형을 적용하였다. 고정효과모형은 패널자료를 활용하여 아버지와 자녀가 없는 개인을 비교하는 것이 아니라, 식2와 같이 개인 내 아버지로의 이행이 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고 있다는 점에서 개인의 능력과 같은 관측되지 않는 변수의 영향을 제거할 수 있다.

$$\text{식2. } (Y_{jt} - \bar{Y}_j) = (\alpha_j - \alpha_j) + (\lambda_t - \bar{\lambda}) + \rho(\text{Father}_{jt} - \overline{\text{Father}_j}) + (X_{jt} - \bar{X}_j)\beta + (\epsilon_{jt} - \bar{\epsilon}_j)$$

---

3) 아내의 임금과 남편의 임금은 동시에 결정되므로, 본 논문에서 가정하는 바와 같이 남편의 임금 증가가 아내의 임금 감소에 따른 결과인 것이 아니라, 반대로 아내의 임금 감소가 남편의 임금 증가에 따른 결과일 수도 있다. 이러한 역인과관계의 가능성으로 인하여 아내의 임금이 남편의 임금에 미치는 영향은 과대 추정되었을 가능성이 있다. 이는 동시방정식(simultaneous equation)이나 도구변수(instrument variable)를 활용한 추정 방법 등으로 교정할 수 있으나, 본 연구는 아내의 임금 변화에 따른 효과를 보고자 한 것이 아니라, 남편의 임금 상승이 가구의 소득 변화로 설명될 수 있는지를 확인한 것이므로 아내의 임금 효과가 아닌 가구의 선택으로 폭넓게 해석할 계획이다.

그러나 고정효과모형 역시 한계가 있을 수 있다. 가령 Mari (2019)는 아버지가 되는 이들이 단순히 아기를 낳기 전 임금이 높을 뿐만 아니라 임금상승률이 더 높을 수 있다고 보았다. 즉, 아버지가 되는 이들은 임금상승률이 높은 유망한 직업에 이미 입직해 있다는 것이다. 패널 내 관측된 개인의 평균치를 빼는 방식의 고정효과모형으로는 이 같은 선택효과를 통제할 수 없다. 개개인의 임금 상승 기울기를 통제하는 방법으로는 개인별 기울기 고정효과모형(Fixed effects with individual slope estimation, FEIS)이 있다. FEIS는 패널마다 개개인의 시간 흐름에 따른 임금 기울기를 구하여 기울기의 효과를 제외한 뒤 독립변수의 효과를 확인하는 것이다. 즉, 시간 변수  $Z$ 를 독립변수로, 종속변수인 임금 대하여 개개인에 대한 별도의 시계열회귀분석을 실시한 뒤(1단계) 이의 잔차(residual)를 새로운 종속변수로 하여 독립변수의 효과를 살펴보는 것이다(2단계).

식3.  $\widetilde{Y}_{jt} = \widetilde{\lambda}_t + \rho \widetilde{Father}_{jt} + \widetilde{X}_{jt}\beta + \widetilde{\epsilon}_{jt}$ , 여기서  $\widetilde{Y}_{jt}$ 는  $Y_{jt}$ 에 대하여  $Z_{jt}$ 를 회귀분석한 잔차임.

본 연구에서는 Mari(2019) 연구를 참고하여 연령을  $Z$  변수로 하여 개인별 기울기를 구하였다. FEIS는 개인별 기울기를 구해야하기 때문에 각 패널마다 관측치가 3개 이상인 사례만을 분석 대상에 포함하므로 3번 미만 관측된 패널이 제외된다. 즉, 분석 사례수가 다소 줄어들게 된다. 또한 1단계의 잔차에 대한 분석이므로 2단계에서 절편은 사라지게 된다. 실제 분석은 Ludwig(2019)가 개발한 stata model xtfeis를 활용하였다.

본 연구에서는 통합모형에서 관찰된 아버지에 대한 임금 이익이 선택효과에 의한 것인지를 확인하기 위하여 선택효과를 통제할 수 있는 고정효과(FE) 모형과 개인별 기울기 고정효과(FEIS) 모형을 적용한 계수가 통합 모델의 결과와 어떻게 다른지를 확인해볼 계획이다. 만약 FE 모형과 FEIS 모형의 계수가 통합 모델에 비하여 작다면 이는 아버지됨이 긍정적인 선택효과를 갖고 있다는 점을 유추할 수 있다. 반대로 계수의 크기가 커진다면 본래 노동시장 내 낮은 역량을 가진 이들이 아버지가 되는 부정적인 선택효과를 나타내는 것이다.

## IV. 분석결과

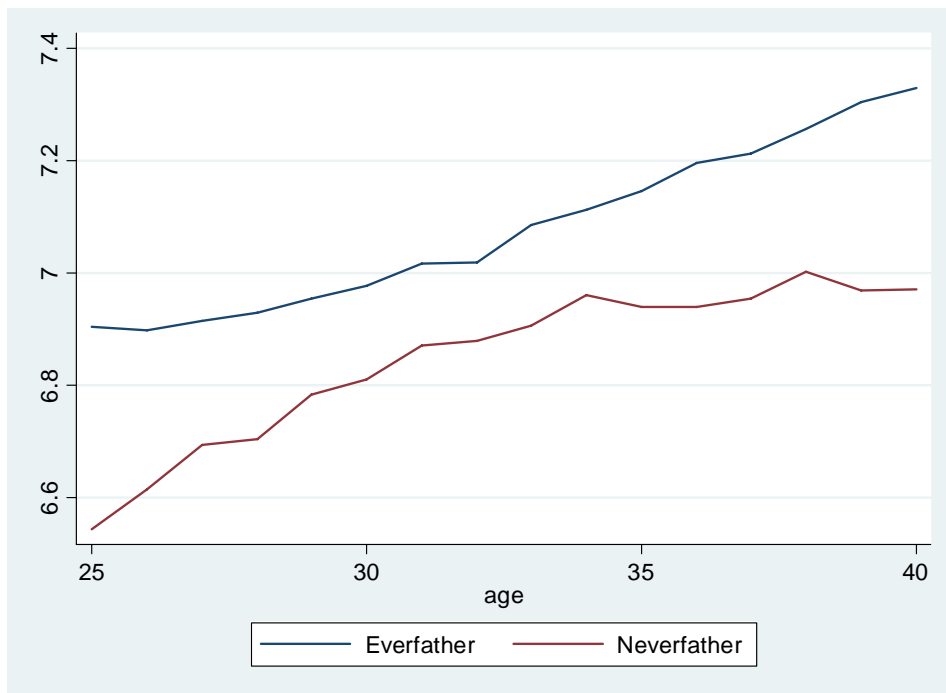
### 1. 기술통계

본 연구의 분석 대상의 특성은 아래와 표 3과 같다. 분석 대상자들의 2015년 기준 월 임금액은 259만원이며, 시간당 임금은 1만 3천원 정도다. 평균 연령은 32.8세이며, 경력년수는 8년, 근속년수는 4.5년 정도이다. 주당 근로시간은 49시간 정도이며, 아버지인 비율은 58.2%이고 62.1%가 결혼을 하였다. 출생코호트별로 살펴보면, 교육년수는 최근 코호트로 갈수록 더 높아졌으며 주당근로시간

은 짧아졌다. 아버지인 비율과 결혼을 한 비율 역시 최근 코호트로 올수록 줄어들는데, 이는 만혼화 또는 비혼, 늦은 자녀 출산 등에 따른 결과일 것으로 예상된다. 한편 평균 연령은 모든 코호트에서 32~33세 사이인데, 경력년수는 6~9년 정도로 큰 차이가 났다. 이는 최근 코호트에 올수록 교육년수가 늘어나면서 노동시장에 늦게 진입한다는 점을 시사한다.

한편, FEIS 분석에서 가정하듯 아버지가 된 이들과 자녀가 없는 이들이 임금 상승의 기울기가 다를 것이라는 가정이 맞는지 확인하기 위하여, 20~40세 사이 아버지가 된 사례와 자식이 없는 경우를 나누어 연령별 임금 증가율을 살펴보았다. 그 결과, 이후 아버지가 되는 이들(everfather)은 그렇지 않은 이들(neverfather)에 비하여 노동시장 진입 초기의 임금 수준이 높을 뿐만 아니라 이후 임금 상승이 지속적으로 이루어졌다. 자녀가 없는 이들은 초기 낮은 임금 수준에도 30세 초반까지는 가파른 임금 상승폭을 보이다가 35세 이후 그 기울기가 완만해져, 임금 상승이 더디게 이루어진다는 점을 알 수 있었다. 이러한 기술통계 결과는 자녀를 낳는 이들이 노동시장 내에서 임금 수준이 더 높으며, 안정적인 임금 상승을 나타내는 일자리에 있을 수 있음을 시사한다. 따라서 횡단면 자료에 대한 단순한 회귀분석으로는 아버지됨이 임금에 미치는 정확한 인과관계를 파악할 수 없으며, 회귀분석결과를 아버지의 임금 프리미엄으로 볼 경우 이 같은 선택편의로 인하여 그 결과가 과대추정 되었을 수 있다.

< 그림1 > 각 연령별 평균 로그시간당임금률



<표 3> 분석 대상 기초통계

변수	전체		1960-1964년생		1965-1969년생		1970-1974년생		1975-1979년생		
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
출생연도	overall	1970.728	5.439	1962.138	1.397	1967.219	1.405	1972.061	1.424	1976.955	1.406
	between		5.360		1.405		1.404		1.405		1.408
	within		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000
월임금 (만원)	overall	259.809	129.571	286.176	134.715	253.501	129.161	252.388	126.980	256.964	127.576
	between		103.417		111.384		104.171		100.091		101.523
	within		83.344		72.994		84.620		85.059		86.156
시간당 임금액 (원)	overall	13226.88	8670.63	13587.68	7443.79	12314.23	8614.45	13182.53	9522.23	13753.95	8402.20
	between		6416.89		6072.33		6189.47		6719.38		6321.79
	within		6116.05		4323.56		6408.89		6890.44		5931.15
연령	overall	32.824	4.747	33.635	4.532	32.831	4.548	32.619	4.848	32.562	4.857
	between		3.574		2.854		3.043		3.692		3.654
	within		3.837		3.740		3.711		3.843		3.979
교육년수	overall	14.089	2.475	13.564	2.888	13.804	2.487	14.154	2.338	14.540	2.250
	between		2.587		3.156		2.567		2.370		2.263
	within		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000
경력년수	overall	7.975	4.760	9.573	5.064	8.813	4.792	7.566	4.640	6.841	4.292
	between		3.963		4.541		4.066		3.511		2.984
	within		3.432		3.694		3.431		3.326		3.382

변수	전체		1960-1964년생		1965-1969년생		1970-1974년생		1975-1979년생	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
overall	4.545	4.242	5.316	4.565	4.414	4.141	4.400	4.203	4.347	4.112
between		3.152		3.113		2.799		3.399		3.150
within		3.052		3.629		3.185		2.840		2.785
overall	49.330	12.311	51.870	12.623	51.775	13.331	48.914	12.394	46.447	10.423
between		10.267		11.975		10.985		9.712		8.048
within		8.291		7.057		8.880		9.030		7.683
overall	0.582	0.493	0.760	0.427	0.623	0.485	0.530	0.499	0.502	0.500
between		0.431		0.333		0.421		0.436		0.424
within		0.303		0.309		0.308		0.297		0.303
overall	0.621	0.485	0.719	0.449	0.662	0.473	0.580	0.494	0.577	0.494
between		0.433		0.401		0.421		0.440		0.433
within		0.277		0.257		0.275		0.274		0.293
N		26746		4592		6042		8111		8001
n		3435		567		776		1092		1000
T-bar		7.78632		8.09877		7.78608		7.42766		8.001

## 2. 아버지에 대한 임금 프리미엄

아버지에 대한 임금 이익을 확인하기 위하여 회귀분석과 고정효과모형, 개인별기울기고정효과모형을 실시한 결과는 표4에 수록되어 있다. 모델1은 일반 회귀분석 결과로, 아버지는 자녀가 없는 남성에 비하여 13.7%가량 임금이 높은 것으로 나타났다. 모델2는 모델1에 결혼을 통제변수로 추가한 모델로 8.8% 가량으로 아버지 효과가 줄어들었다. 이처럼 결혼이라는 통제변수가 아버지의 임금효과에 큰 영향을 미치는 까닭은 둘의 상관계수가 0.77 정도로 아버지 됨의 많은 부분을 설명하고 있기 때문이다. 더구나 결혼한 해에 자녀를 낳거나 결혼 후 1년 이내에 자녀를 낳은 비율이 전체사례의 54.7% 가량을 차지하고 있다. 즉, 결혼과 자녀 출산이 동시에 이루어지기 때문에 자녀 출산에 따른 효과를 결혼과 분리해 낼 경우 그 효과가 대폭 줄어들게 된다. 그러나 결혼의 효과를 통제하더라도 여전히 8.8%의 임금 프리미엄이 존재한다는 점은 자녀 출산의 고유한 효과가 있음을 의미한다.

개인의 고정된 이질성을 통제한 모델(3)과 (4)에서는 모델(1)과 (2)에 비교하여 아버지의 효과가 크게 줄어들었다. 이는 그림1에서 살펴보았듯이, 아버지가 되는 이들이 자녀가 없는 이들에 비하여 초기 진입 시 임금 수준이 높다는 점에서 확인하였듯, 아버지됨의 효과와 결혼의 효과가 상당한 선택편의에 기인한다는 점을 시사한다. 그러나 개인의 이질성을 통제하더라도 여전히 6.9~4.97% 가량의 임금이익이 발생한다는 점을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 여성의 경우 어머니가 될 경우 5% 가량의 임금 불이익이 발생한다는 연구결과에 견주어, 모성 패널티뿐만 아니라 부성 프리미엄 역시 젠더 간 임금 격차를 설명하는 주요한 요인이 될 수 있음을 시사한다.

마지막으로 모델(5)와 (6)은 개인별 기울기를 통제한 모형으로, 고정효과모형에 비하여 계수의 크기가 줄어들었으나, 여전히 1.6~2.1% 가량의 유의한 임금 이익이 발생한다는 점을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 독일과 영국에서 개인별기울기모형에서 부성 효과가 사라진 Mari(2019)의 연구 결과와 대조된다. 즉, 한국에서는 선택효과나 개인의 경력년수, 근속년수와 같은 인적자본을 통제하고도 여전히 설명되지 않는 아버지에 대한 임금 이익이 발생함을 나타낸다.

<표 4> 아버지 임금 이익 효과: 시간당임금률 기준

임금률	Pooled regression		Fixed effect		FEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
아버지	0.137*** (0.00607)	0.0884*** (0.00802)	0.0690*** (0.0108)	0.0497*** (0.0109)	0.0206* (0.00928)	0.0159+ (0.00944)
남편		0.0736*** (0.00812)		0.0397*** (0.0116)		0.0126 (0.0111)
연령	0.0103*** (0.000989)	0.00919*** (0.000996)	-0.0240*** (0.00457)	-0.0254*** (0.00459)		
교육년수	0.161*** (0.00267)	0.159*** (0.00267)				
경력년수	0.00147+ (0.000751)	0.00173* (0.000750)	0.0126* (0.00508)	0.0132** (0.00507)	0.00948 (0.00780)	0.00997 (0.00785)
근속년수	0.0296*** (0.000728)	0.0295*** (0.000726)	0.0141*** (0.00200)	0.0142*** (0.00200)	0.00377+ (0.00210)	0.00383+ (0.00209)
Constant	7.112*** (0.0221)	7.142*** (0.0223)	8.322*** (0.114)	8.353*** (0.115)		
N	26746	26746	26746	26746	25915	25915
R-squared	0.412	0.414	0.370	0.371	0.0934	0.0934

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 모든 모델에 연도 더미를 포함하였으나 본 표에서는 생략함.

주3: +  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

월임금 총액을 기준으로 살펴본 결과(표5) 역시 상당 부분 임금률에 대한 결과와 맥을 함께 한다. 아버지 효과가 통합 모형에서는 9.6~14.6%로 임금률에 대한 결과에 비하여 계수의 크기가 다소 높게 나타났으며, 고정효과 모형에서는 3.9~6.3% 정도의 아버지 임금 효과가 나타났다. FEIS모형에서는 계수의 방향은 양적(positive)이나, 유의하지 않은 수준으로 나타났다. 이러한 결과는 아버지의 주당 근로시간과 밀접한 연관이 있을 것으로 보인다.



<표 5> 아버지 임금 이익 효과: 로그월임금액 기준

	Pooled regression			Fixed effect			FEIS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
아버지	0.146*** (0.00541)	0.0977*** (0.00700)	0.0964*** (0.00697)	0.0632*** (0.00936)	0.0378*** (0.00939)	0.0394*** (0.00939)	0.00730 (0.00743)	0.00869 (0.00742)	0.00432 (0.00751)
남편		0.0738*** (0.00704)	0.0741*** (0.00702)	0.0525*** (0.0102)	0.0511*** (0.0101)	0.0511*** (0.0101)			0.0119 (0.00906)
연령	0.0104*** (0.000894)	0.00929*** (0.000898)	0.00927*** (0.000892)	-0.0294*** (0.00446)	-0.0313*** (0.00448)	-0.0306*** (0.00444)			
교육년수	0.123*** (0.00238)	0.121*** (0.00238)	0.126*** (0.00242)						
경력년수	0.00285*** (0.000662)	0.00311*** (0.000661)	0.00296*** (0.000658)	0.0163*** (0.00481)	0.0171*** (0.00480)	0.0168*** (0.00476)	0.0222** (0.00724)	0.0211** (0.00716)	0.0216** (0.00719)
근속년수	0.0236*** (0.000645)	0.0235*** (0.000643)	0.0243*** (0.000655)	0.0101*** (0.00168)	0.0101*** (0.00168)	0.0106*** (0.00168)	0.000443 (0.00174)	0.000750 (0.00174)	0.000809 (0.00174)
주당근로시간									
constant	5.642*** (0.0193)	5.671*** (0.0195)	5.544*** (0.00278)	6.856*** (0.112)	6.898*** (0.113)	6.751*** (0.113)		0.00231*** (0.000312)	0.00231*** (0.000312)
N	26746	26746	26746	26746	26746	26746	25915	25915	25915
R-squared	0.395	0.398	0.401	0.403	0.404	0.410	0.140	0.149	0.149

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 모든 모델에 연도 더미를 포함하였으나 본 표에서는 생략함.

주3: + p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

표 6은 노동시간에 자녀 출산이 미치는 영향을 살펴본 결과이다. 그 결과 통합모형에서 아버지는 자녀가 없는 이들에 비하여 주당 0.547시간 더 많이 일을 하였다. 그러나 개인 내에서 아버지로의 이행이 미치는 결과를 살펴보면 계수의 부호가 반대가 되었다. 즉, 아버지로의 이행은 오히려 노동시간을 주당 0.6시간 가량 유의하게 줄인다. 이는 아버지가 되는 이들이 아버지가 되지 않는 남성에게 비하여 본래 노동시간이 긴 편이나, 자녀가 출생할 경우 가구 내 자녀 돌봄 시간의 증가 등으로 노동시간이 줄어들음을 의미한다. 즉, 선행연구들의 결과와 맥을 같이하는 결과다. 이처럼, 아버지로의 이행이 노동시간을 줄이기 때문에 총임금액에서는 그 효과가 작거나, 유의하지 않게 나타났으나, 실제 임금률에 있어서는 유의한 임금 프리미엄이 발생하고 있음을 시사한다.

<표 6> 아버지 노동시간 효과: 주당근로시간

	(1)	(2)
아버지	0.547* (0.233)	-0.599* (0.294)
남편	-0.153 (0.237)	0.530 (0.323)
연령	0.00854 (0.0283)	-0.261* (0.122)
교육년수	-1.939*** (0.0726)	
경력년수	0.0668** (0.0213)	0.122 (0.129)
근속년수	-0.347*** (0.0182)	-0.179*** (0.0492)
Constant	54.02*** (0.593)	55.12*** (3.031)
Fixed Effect		○
N	26746	26746
R-squared	0.122	0.0626

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 모든 모델에 연도 더미를 포함하였으나 본 표에서는 생략함.

주3: +  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

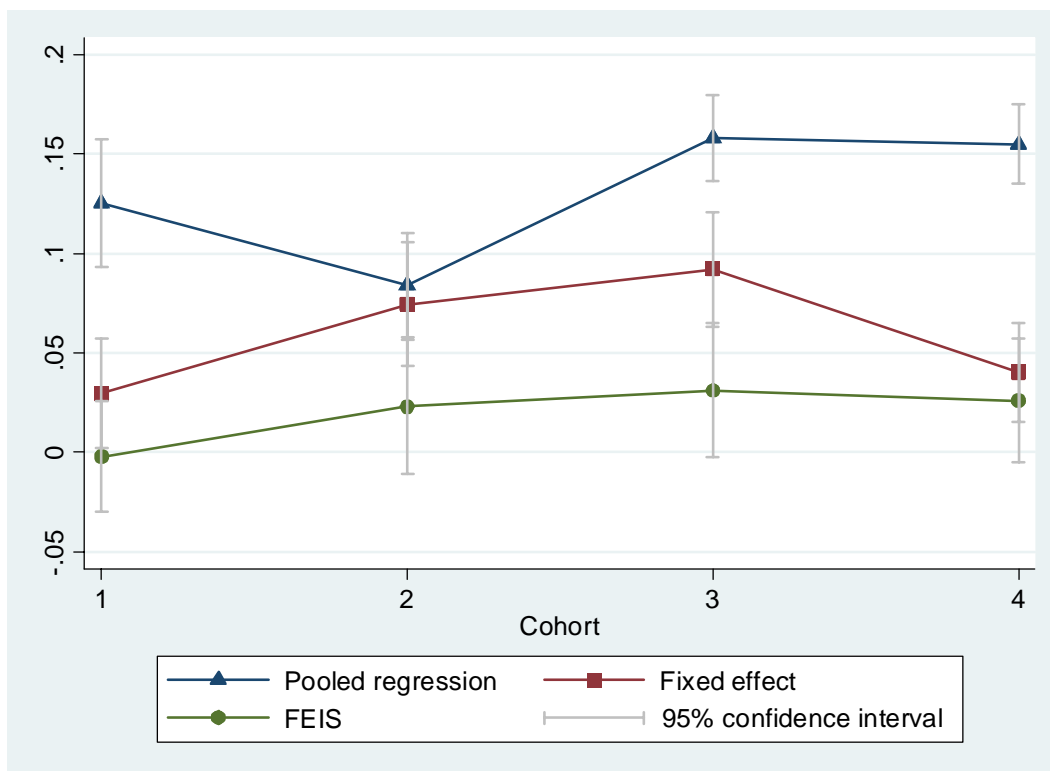
## 2. 아버지에 대한 임금 프리미엄과 코호트

본 연구는 아버지에 대한 임금 프리미엄이 코호트별로 다른지를 확인하기 위하여 코호트를 나누어 분석을 실시하였다. 그 결과, 최근 코호트에서 상당한 아버지됨의 선택편의가 발생한다는 점을 알 수 있었다. 통합 모형에서는 각 코호트별로 8.4~15.0%의 임금 프리미엄이 확인되었는데, 특히 1970년대 이후 출생 코호트의 경우 15% 상회하는 높은 수준이었다. 이러한 임금 프리미엄은 고정

효과모형에서 상당 부분 줄어들어, 2.9~9.4% 가량이 된다. 특히 1975년 이후 출생 코호트에서는 10%p 가량의 임금 프리미엄이 고정효과에 의해 설명된다는 점을 확인할 수 있었다. 이처럼 최근 코호트에서 관측되는 아버지와 자녀가 없는 남성 간의 큰 임금 격차는 소득이 높은 이들이 아버지가 되는 출산의 계층화 현상과 견주어 이해할 수 있다.

한편, 개인별 기울기를 통제한 FEIS 모델에서는 대부분의 코호트에서 유의한 임금프리미엄이 관측되지 않았으나, 1970-1974년생 코호트에서만 4.2%의 임금 프리미엄이 유의수준 10%에서 관측되었다.

<그림 2> 코호트별 아버지에 대한 임금프리미엄



주1: 모든 모델에 연령, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 연도 더미를 포함함.

주2: 코호트1: 1960-1964년생, 코호트2: 1965-1969년생, 코호트3: 1970-1974년생, 코호트4: 1975-1979년생

### 3. 아버지에 대한 임금 프리미엄과 배우자의 영향

선행연구들은 아버지의 임금 효과가 배우자의 임금 감소분을 보전하기 위한 추가노동자효과일 수 있음을 시사하였다. 본 연구는 관측된 임금 격차가 배우자의 경제활동상태나 임금에 의해 설명되는지를 확인하였다. 모델(1)은 아내에 관한 정보를 통제하지 않은 결과이며, 모델(2)은 아내의 경제활동참가 여부, 모델(3)은 아내의 임금액을 통제한 결과다. 결과를 살펴보면 배우자의 경제활동의 변동은 아버지의 임금 프리미엄에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 모델(1)과 모

델(2) 사이 모든 모형에서 계수의 차이가 거의 발견되지 않았다. 즉, 자녀 출산으로 노동시장에서 이탈되지 않더라도 아버지에 대한 임금 프리미엄이 발생하는 것이다. 더불어 배우자의 월임금액을 통제된 모형(3)에서도 계수의 크기에는 큰 변화가 없었다. 출산으로의 이행에서 배우자의 임금 수준이 변화하지 않더라도 아버지에 대한 임금 이익이 발생하는 것이다. 이러한 결과는 아버지에 대한 임금 이익이 배우자가 출산으로 노동시장을 이탈하거나, 임금이 줄어들었을 경우 감소한 가구 소득을 보전하기 위하여 추가노동자효과를 나타낸 결과라는 가설에는 위배되는 결과다. 즉, 가장 보수적으로 아버지 됨의 선택효과와 배우자의 임금 변동을 반영하더라도 2% 가량의 설명되지 않는 임금 이익이 발생한다.

<표 7> 아버지에 대한 임금효과와 배우자의 경제활동 상태 및 임금 수준: 로그시간당임금률

	(1)	(2)	(3)
Pooled Regression	0.0613*** (0.0108)	0.0609*** (0.0110)	0.0483*** (0.0117)
FE	0.0551*** (0.0115)	0.0544*** (0.0116)	0.0566*** (0.0115)
FEIS	0.0233* (0.00904)	0.0223* (0.0105)	0.0241* (0.0104)
아내의 노동참여 여부 통제		○	
아내의 로그 월임금액 통제			○

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 모든 모형에 연령, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 연도 더미를 포함하였으나 본 표에서는 생략함.

주3: +  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

주4: 본 분석은 배우자가 있는 사례만을 대상으로 하였음. (N=Pooled/FE: 18,436 FEIS: 18,088)

## V. 시사점

본 연구는 한국에서 아버지의 임금 프리미엄이 실재하는지를 확인해보고 그 원인을 탐색해보고자 하였다. 한국은 경제적으로 유사한 발전을 이룬 국가들과 비교할 때 일과 자녀 양육에 관한 가치관이 보수적이며, 여성과 남성의 노동시장 내 임금 격차가 상당히 크다는 점에서 여타 국가들에서 발견된 수준에 비하여 높은 여성 프리미엄을 나타낼 것으로 예측하였다. 실제로 아버지의 임금은 자녀가 없는 남성의 임금에 비하여 8.9% 가량 높았으며, 아버지로의 이행이 5% 가량의 임금 이익을 발생시키는 것으로 확인하였으며, 개인의 이질성에 따른 자녀 출산의 선택효과를 가장 보수적으로 추정된 FEIS 모형에서도 1.6% 가량의 임금 이익을 나타남을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 고정효과모형에서 2.8% 임금 이익을 나타낸 일본의 사례(Yukawa, 2011)와 통합모형에서 6% 가량의 임금 이익을 확인한 캐나다의 사례(Cooke & Fuller, 2018), 고정효과모형에서 3.0~3.8%,

FEIS모형에서 유의한 임금 프리미엄을 발견하지 못한 독일과 영국의 사례(Mari, 2019)에 견주어볼 때 다소 높은 수준이다. 이는 여성의 교육수준 향상과 같은 객관적인 조건의 발전에도 유지되고 있는 남녀 간 임금 불평등의 일부 요인을 설명하는 결과다.

아버지에 대한 임금 프리미엄의 발견은 현재 남녀 간의 격차를 줄이고자 한 여러 정책의 방향에 대한 시사점을 줄 수 있다. 가령 1979년부터 1996년 사이 노르웨이 부모의 임금을 분석한 Petersen, Penner, and Høgsnes (2014)의 연구는 일-가족 양립을 돕는 사회정책의 효과로 모성 임금 불이익은 상당 부분 줄어들었으나, 남성의 결혼과 출산에 따른 임금 프리미엄은 공고하며, 이로 인해 남성과 여성의 임금 격차는 유지되고 있다는 점을 지적하고 있다. 즉, 여성이 일-가정을 양립할 수 있는 체제를 만들어주는 등 여성의 임금이 낮아지는 것을 막는 노력만으로는 노동시장 내 젠더격차를 줄이기 충분치 않을 수 있다는 점을 시사한다. 본 연구의 결과에서도 최근 코호트에서 아버지에 대한 임금 이익이 줄어드는 징후는 관측되지 않았다. 인적 자본과 관계없이 자녀가 있는 여성에 대한 차별적 대우뿐만 아니라, 인적 자본과는 관계없이 자녀가 있는 남성에게 대한 긍정적인 차별 대우 역시 인식될 필요가 있다.

더불어 우리나라에서 초저출산 체제가 장기적으로 지속되고 있으며, 동시에 계층 간 출산 격차가 커지고 있다는 점을 고려할 때, 아버지된 남성의 임금 이익에 관한 본 연구는 계층 간 불평등에도 의미하는 바가 크다. 특히 최근 코호트에서 아버지와 자녀가 없는 남성 간의 임금 격차가 15% 가량 크게 나타났으며, 이러한 격차는 대부분 아버지로의 이행을 살펴본 모델에서는 사라졌다. 즉, 아버지가 되는 선택이 본래 고소득층에서 주로 이루어지고 있음을 시사한다. 이는 중간소득 이상의 계층에서 분만 건수의 비중이 높아지는 출산의 계층화를 보고한 선행 자료와도 일맥상통한다. 전쟁 수준의 초저출산을 기록하고 있는 현재 한국 사회에서 경제적인 원인으로 부모가 되는 선택을 할 수 없다면 이는 심각한 사회문제이며, 가장 시급히 해결해야 할 우리 사회의 과제다.

더불어 본 연구는 부성 임금 프리미엄이 배우자의 임금 감소분을 보전하는 추가노동자효과에 의한 결과인지를 살펴보기 위하여 배우자의 임금이 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과, 배우자의 임금 감소가 발생하지 않더라도 아버지의 임금 이익이 유지되었다. 이는 일부 선행연구의 결과와는 대치되는 결과다. 이는 그러나 한국 여성들이 출산 이전, 결혼 시점부터 노동시장을 벗어나는 Marriage Bar 현상이 두드러진다는 점(Brington, Lee, and Parish, 1995)과 육아기 부부의 맞벌이의 비율이 높지 않다는 점에서, 임금감소분에 대한 보전보다는 아버지에 대한 긍정적 차별 대우가 아버지 임금 프리미엄에 주요하게 작용하였을 가능성이 있다. 한편, 노동시간의 경우 아버지로서의 이행이 노동참여 시간을 오히려 줄였다. 이는 감소한 가구소득 보전을 위해 노동시간을 늘리기 보다는 육아에 따른 시간 제약의 증가로 노동시간을 감소한다는 가설을 지지하는 결과다. 즉, 아버지의 임금 이익은 노동시간을 늘리는 것이 아니라, 임금을 상승에 따른 효과다.

본 연구는 다음과 같은 향후 연구 과제를 남긴다. 우선 선행연구들은 부성 임금 이익이 모든 임금 분포에서 동일하게 발생하는 것이 아니라, 고소득층과 같은 특정 집단에서 더 높게 관찰되고 있다는 점을 지적하고 있다. 즉, 계층 간 임금 격차를 강화하는 기제로 작동한다는 것이다. 이러한 선행연구들에 비추어 본 연구는 계층 간 상이한 방향으로 작동하는 부성 임금 이익을 확인하지 못

하고 있으므로, 집단에 따라서 실제 크기를 과소 추정하거나, 과대 추정했을 가능성이 있다. 따라서 향후 여성 임금 프리미엄이 어떠한 인구 집단에서 더 크게 발생하고 있는지에 대한 추가 연구가 이뤄져야 할 것이다.

## 참고문헌

- 김창환, 오병돈. (2019). 경력단절 이전 여성은 차별받지 않는가?: 대졸 20대 청년층의 졸업 직후 성별 소득격차 분석. *韓國社會學*, 53(1), 167-204.
- 오혜은. (2017). 한국의 모성임금 패널티에 관한 연구. *사회복지정책*, 44(3), 217-245.
- 은기수. (2006). 가족가치에 관한 국제비교연구 - 성별 및 세대간 차이를 중심으로. *가족과 문화*, 18(3), 1-31.
- 은기수, 이윤석. (2005). 한국의 가족가치에 대한 국제비교연구. *한국인구학*, 28(1), 107-132.
- 최세은. (2018). 출산력변수 형성방법 및 문제점 진단. p.98-122. 「패널자료 품질개선연구Ⅷ」. 한국노동연구원
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*: 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), 3-13.
- Baranowska-Rataj, A., & Matysiak, A. (2014). Does the European country-specific context alter the fatherhood premium? *ISiD Working Papers*(44).
- Brinton, M. C., Lee, Y.-J., & Parish, W. L. (1995). Married Women's Employment in Rapidly Industrializing Societies: Examples from East Asia. *American journal of sociology*, 100(5), 1099-1130. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2782272>
- Budig, M. J., Misra, J., & Boeckmann, I. (2012). The motherhood penalty in cross-national perspective: The importance of work - family policies and cultural attitudes. *Social Politics*, 19(2), 163-193.
- Budig, M. J., Misra, J., & Boeckmann, I. (2012). The Motherhood Penalty in Cross-National Perspective: The Importance of Work - Family Policies and Cultural Attitudes. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 19(2), 163-193. doi:10.1093/sp/jxs006
- Budig, M. J., Misra, J., & Boeckmann, I. (2015). Work - Family Policy Trade-Offs for Mothers? Unpacking the Cross-National Variation in Motherhood Earnings Penalties. *Work and Occupations*, 43(2), 119-177. doi:10.1177/0730888415615385
- Cooke, L. P. (2014). Eugenics of inequality: UK and US fatherhood premia across the earnings distribution, 1974-2010. Retrieved from
- Cooke, L. P., & Fuller, S. (2018). Class differences in establishment pathways to fatherhood wage premiums. *Journal of Marriage and Family*, 80(3), 737-751.
- Correll, S. J., & Benard, S. (2007). Getting a job: is there a motherhood penalty? *American*

- journal of sociology, 112(5), 1297-1339.
- Ehrenberg, R. G., & Smith, R. S. (2012). *Modern labor economics: theory and public policy* (11 ed.). Boston: Pearson Education, Inc.
- Glauber, R. (2018). Trends in the Motherhood Wage Penalty and Fatherhood Wage Premium for Low, Middle, and High Earners. *Demography*, 55(5), 1663-1680. doi:10.1007/s13524-018-0712-5
- Hodges, M. J., & Budig, M. J. (2010). Who gets the daddy bonus? Organizational hegemonic masculinity and the impact of fatherhood on earnings. *Gender & society*, 24(6), 717-745.
- Jee, E., Misra, J., & Murray Close, M. (2019). Motherhood Penalties in the U.S., 1986 - 2014. *Journal of Marriage and Family*, 81(2), 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), 96-116.
- Lovász, A., & Cukrowska-Torzewska, E. (2019). The role of parenthood in the gender wage gap. In *The hungarian Labour Market 2018*.
- Lundberg, S., & Rose, E. (2000). Parenthood and the earnings of married men and women. *Labour Economics*, 7(6), 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*.
- OECD. (2017). *The Pursuit of Gender Equality: An Uphill Battle*. Paris: OECD Publishing.
- Petersen, T. (2006). Motive and cognition: Conscious and unconscious processes in employment discrimination. *Understanding Choice, Explaining Behaviour*.
- Petersen, T., Penner, A. M., & Høgsnes, G. (2014). From motherhood penalties to husband premia: The new challenge for gender equality and family policy, lessons from Norway. *American journal of sociology*, 119(5), 1434-1472.
- Reskin, B. F. (2014). Rethinking employment discrimination and its remedies. In D. B. Grusky (Ed.), *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective* (4th edition ed., pp. 849-858). Boulder: Westview Press.
- Yukawa, S. (2011). Wage premium of fatherhood and labor supply in Japan.

#### 프로그램

- Ludwig, V. (2019). XTFEIS: Stata module to estimate linear Fixed-Effects model with Individual-specific Slopes (FEIS).  
<https://EconPapers.repec.org/RePEc:boc:bocode:s458045>