

여성의 결혼 임금 페널티, 남성의 결혼 임금 프리미엄

주 익 현*

본 연구의 목적은 혼인상태가 임금노동자의 시간당 임금에 미치는 효과를 실증분석하는 것이다. 이를 위해서 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널조사 원자료(6차~25차)를 분석하였다. 분석표본은 20세 이상 65세 미만 임금노동자였다. 종속변수는 시간당 임금이었고, 분석방법은 패널고정효과모형과 이질적페널이중차분이었다. 분석결과 다음과 같은 사실들을 알 수 있었다. 첫째, 남녀 모두 미혼인 이들과 비교해서 기혼인 이들의 시간당 임금 수준이 높았지만, 결혼의 임금상승 효과는 남성이 여성보다 더 컸다. 둘째, 혼인 경험은 경력년수의 임금상승 효과를 약화시키는 조절효과가 있었다. 셋째, 자녀의 존재는 여성의 시간당 임금을 감소시키고, 남성의 시간당 임금을 증가시키는 효과가 있었다. 넷째, 혼인은 시간이 흐르면서 여성과 남성의 시간당 임금을 감소시키는 효과가 있었지만 미혼이 기혼보다 시간당 임금이 높아지는 시점은 여성이 빨랐다.

주요용어 : 시간당 임금, 혼인, 모성 임금 페널티, 부성 임금 프리미엄, 한국노동패널조사

1. 서 론

2022년 한국의 출산율은 0.78로 이는 전 세계적으로 가장 낮은 수치였다(통계청, 2023). 저출산 현상이 이대로 심화되면 빠른 속도로 인구가 감소할 뿐만 아니라 고령화 속도 또한 빨라질 것이다. 초고령 사회에서 생산연령인구가 감소하면 복지정책의 재원이 되는 세수의 감소가 야기되고, 이는 다시 생산연령인구에 대한 세금압박으로 이어져서 세대 간 갈등이 심각해질 수 있다. 뿐만 아니라 지방소멸 및 국가소멸의 시나리오도 현실화 될 수 있을 것이다(구양미, 2021; 이진숙, 2019).

흥미롭게도 한국은 출산율만 낮은 것이 아니라 혼외출산율 또한 전 세계적으로 가장 낮은 수치를 보이는 나라이기도 하다. 2018년 OECD 평균 혼외출산율은 41.5%인 반면에 한국의 2.2%였다(통계청, 2020). 그렇다면 혼외출산을 권장해야 하는 것일까? 혼외출산율이 높은 북유럽 국가의 경우 저출산 문제를 해소하기 위해서 혼외출산을 권장한 것은 아니었다. 이들 국가들도 1970년대까지는 한국과 마찬가지로 비혼 출산에 대해서 우호적인 사회적 분위기가 아니었다. 가톨릭 사회는 유교 사회만큼이나 혼인과 성관계에 대해서 보수적인 측면이 있기 때문이다.

* 연세대학교 사회발전연구소 객원연구원

1970년대부터 서구권에서 비혼 출산이 증가하게 된 것은 과학기술의 발전과 밀접한 관계가 있다. 이 시기에 피임약이 개발되면서 기혼 부부의 출산을 막기 위해 만들어진 피임약을 미혼 청년들이 자유롭게 사용할 수 있게 되었고, 자동차가 보급되면서 어디서나 데이트를 하고 성관계를 할 수 있는 사회문화적 환경이 조성되었다(Anderson, Jents, Mosher and Richter, 1966). 이에 사람들의 가치관도 바뀌면서 결혼과 성관계를 분리하고, 동거와 혼외출산에 대해서도 개방적인 태도를 가지게 된 것이다. 과학기술의 발전과 더불어 동거제도의 변화 또한 혼외 출산을 증가에 영향을 미쳤다. 동거제도는 본래 동성커플들을 대상으로 도입되었다. 1999년 프랑스의 시민연대협약(PACS: civil solidarity pact), 2003년 스웨덴의 동거법, 2004년 영국의 시빌파트너십 법(Civil Partnership Act)가 대표적인 사례이다. 이 법은 혼인을 하지 않은 커플들에게 가정의 자격을 부여하는데 동성 커플들 외에 동거커플들이 이 법을 적극적으로 활용한 것이다(Ristov, 2014).

이러한 배경을 고려해볼 때 지금 시점에서 우리에게 필요한 것은 무분별하게 서구의 출산장려정책을 모방하는 것이 아니라 한국의 결혼제도가 우리들의 삶에 어떠한 영향을 미치고 있는지 원점에서 재검토하는 작업일 수 있다. 생애주기가설에 따르면 결혼은 한 개인이 부모로부터 분리해서 새로운 가정을 꾸리는 생애사건이다(우해봉·이지혜, 2019). 우리들은 결혼을 통해 주변의 축복을 받으며 새로운 가정을 꾸리고 자녀를 출산해서 키우고 독립시킨 후 죽음을 맞이하게 된다. 지금까지 많은 연구들은 일자리, 소득, 주택 등 경제적 자원이 충분하지 못해서 청년들이 결혼을 미루고 있고, 이로 인해 저출산과 같은 사회문제가 발생하고 있다는 관점을 취하고 있다. 하지만 정작 결혼이라는 생애 사건 자체가 우리의 삶에 어떠한 영향을 미치는지 고찰한 연구는 의외로 드문 편이다. 이에 본 연구에서는 결혼이 임금노동자의 시간당 임금에 미치는 효과를 실증분석을 통해 살펴보고자 한다. 임금노동자의 시간당 임금에 연구의 초점을 맞춘 이유는 시간당 임금이란 변수가 노동자의 노동에 대한 가치가 화폐로 환산해서 얼마로 평가받고 있는지를 가장 직접적으로 보여주기 때문이다.

II. 기존연구 및 연구문제

임금차별에 대한 연구들은 성별 임금격차를 모성 임금 페널티 가설과 부성 임금 프리미엄 가설로 설명하고는 한다(Lundberg and Rose, 2000). 이에 따르면 여성들은 자녀를 출산하면서부터 자녀 돌봄노동 부담으로 인해 직업활동에 대해서 전과 같이 헌신할 수 없으며 이로 인해 자녀가 없는 이들과 비교해서 임금 불이익을 받는다. 이는 결국 자녀가 있는 여성은 직업활동에 전념하는 이상적인 노동자 상과 미스매치 되면서 발생하는 현상이다. 반면 남성들은 자녀가 생기면 임금이 높아지는 현상이 나타나고는 하는데 이는 여성과 달리 남성들은 자녀의 존재가 이상적인 노동자 상과의 매칭에 있어서 고려 대상이 되지 않거나 오히려 긍정적 요소로 작동하기 때문이다(Hersch, and Stratton, 2000). 즉, 여성 노동자에게 있어서 자녀란 직업활동을 하는데 장애요소로 여겨지는 반면에, 남성 노동자에게 있어서 자녀란 직업활동을 하는 동기로서 여겨지고 있는 것이다(장진희,

2020).

그런데 이러한 모성 임금 페널티 가설과 부성 임금 프리미엄 가설은 혼인에 대해서는 크게 주목을 하지 않고 있다. 하지만 혼외 출산율이 매우 낮은 국가, 예를 들어 한국의 경우에는 결혼은 출산과 상관관계가 상대적으로 더 높을 수밖에 없으며 이 경우 혼인으로 인한 불이익은 없는지 검토해볼 필요가 있다. 혼인으로 인한 경제적 불이익은 임금보다는 세금과 관련해서 집중적으로 검토되어 왔다. 이를 혼인 세금 페널티 가설이라고 한다(Alm, Dickert-Conlin and Whittington, 1999; Brozovsky and Cataldo, 1994). 이 가설에 따르면 미혼인 성인 임금 노동자가 결혼을 해서 하나의 가구를 형성하게 되면 기존에는 각각의 개인소득에 대해서 세금이 고지되었지만 혼인 후에는 둘의 소득을 합친 가구소득에 대한 소득이 고지된다. 이때 가구소득이 누진세 특정 구간을 넘게 되면 소득은 기존과 비교해서 그대로인 반면에 세금은 기존보다 훨씬 더 많이 내는 상황이 발생할 수 있다. 물론 이러한 혼인이 세수에 미치는 효과는 국가나 주의 세법에 따라서 달라질 수 있다. 예를 들어 미국의 경우 혼인 후에는 부부 중 소득이 낮은 쪽을 기준으로 세금이 고지되기 때문에 고소득자와 저소득자가 결혼한 경우 고소득자가 세금을 줄일 수 있는 혼인 세금 프리미엄을 누릴 수 있다. 반면 소득이 비슷한 수준인 부부는 혼인 세금 페널티를 경험하게 된다(Fisher, 2013).

이처럼 기존 연구에서는 출산과 시간당 임금, 혼인과 세금의 관계를 살펴본 반면에 혼인과 시간당 임금의 관계는 적극적으로 검토하지 않고 있음을 알 수 있다. 본 연구에서는 혼인이 시간당 임금에 미치는 효과를 실증분석을 통해 살펴보고자 한다. 시간당 임금이란 노동의 가치를 화폐단위로 환산한 값이다. 이 값은 일자리의 질을 판단하는 가장 핵심적인 기준이 되기도 한다. 시간당 임금은 노동자의 노동능력에 비례해서 커지는데, 노동자의 노동능력은 호봉제와 같은 임금체계에서는 경력년수를 통해 측정된다. 즉 경력년수가 길어질수록 시간당 임금이 높아질 것으로 예상해 볼 수 있다(Lazear, 1974; Williams, 1991).

혼인이 여성 임금노동자의 시간당 임금에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 이론적 근거는 다음과 같다. 첫째, 결혼을 하면 여성이 남성보다 더 많이 가사노동에 대한 책임을 져야 한다는 사회적 기대 때문에 여성이 직업활동에 전념할 수 없게 되어 혼인은 여성 임금노동자의 시간당 임금에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Cunningham, 2005). 둘째, 여성은 결혼 후 아내로서의 역할에 대한 기대와 요구, 직업활동과 가사의 균형을 맞추다 보면 승진 기회를 놓칠 수 있으며 경력 발전이 제한될 수도 있다(Tharenou, 2005). 이는 임금 감소로 이어질 수 있다. 셋째, 더 나아가서 결혼은 때때로 경력 단절을 야기할 수 있다. 기혼 여성은 자녀가 아니더라도 시부모 등의 부양가족에 대한 돌봄이나 가사를 관리하기 위해 직장을 쉬거나 근무 시간을 줄일 수 있으며, 이러한 경력 단절은 기술 및 업무 경험과 같은 인적 자본의 손실로 이어질 수 있고, 이는 향후 직장에 복귀했을 때 임금에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Nakamura and Ueda, 1999). 넷째, 일부 고용주는 기혼 여성이 경력에 덜 헌신적이거나 가족 관련 이유로 더 많은 휴가를 요구할 수 있다는 편견을 가지고 있을 수 있으며 이러한 편견은 기혼 여성에게 더 낮은 임금이나 더 적은 기회로 이어질 수 있다(Goldin, 1994). 마지막으로 다섯째, 일부 국가에서는 결혼 및 가족 휴가와 관련된 정책이 결혼 임금 페널티를 강화시킬 수 있습니다. 예를 들어, 출산 휴가 정책이 불충분하거나 육아휴직제도가 미비하면 여

성이 일과 가정의 양립 시키기 어려워 결과적으로 임금에 있어서 불이익을 볼 수 있다(Chandra, 2012).

반대로 혼인이 남성 임금노동자의 시간당 임금에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 이론적인 근거는 다음과 같다. 첫째, 고용주는 기혼 남성이 더 안정적이고 업무에 헌신적이라고 인식하고는 한다 (Goldin, 1994). 이는 기혼 남성의 경력 발전 기회와 더 높은 임금으로 이어지고는 한다. 둘째, 일부 연구에 따르면 기혼 남성은 가족을 부양하기 위해 더 높은 소득을 얻고자 하는 동기가 더 강할 수 있으며, 이로 인해 더 나은 급여를 받는 직업을 찾고 더 오랜 시간 일할 수 있다(Grossbard, 1986). 셋째, 많은 경우에 실제로 결혼으로 인해 한 배우자(주로 남편)가 자신의 직업에 더 집중하고 다른 배우자(주로 아내)가 더 많은 가사 책임을 맡는 가정 내 분업이 이루어지고는 한다. 이러한 역할분업은 남편이 일에 더 많은 시간과 에너지를 할애할 수 있도록 하여 잠재적으로 더 높은 임금으로 이어질 수 있다(Sirianni and Negrey, 2000). 넷째, 결혼은 남성의 커리어에 도움이 될 수 있는 사회적 인맥과 인맥 형성의 기회를 제공할 수 있다(Haggerty, Du, Kennedy, Bradbury and Karney, 2023). 소셜 네트워크는 일자리 추천과 경력 발전에 중요한 역할을 할 수 있다(Granovetter, 2018).

이상의 논의에 따라 다음과 같은 연구문제와 연구가설을 설정하였다.

연구문제1) 혼인은 여성 임금노동자의 시간당 임금에 어떤 영향을 미치는가?

연구가설1-1) 경력년수가 길어질수록 시간당 임금은 높아질 것이다.

연구가설1-2) 혼인은 여성 임금노동자의 시간당 임금에 부정적인 효과를 미칠 것이다.

연구가설1-3) 혼인은 경력년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과를 약화시킬 것이다.

연구문제2) 혼인은 남성 임금노동자의 시간당 임금에 어떤 영향을 미치는가?

연구가설2-1) 경력년수가 길어질수록 시간당 임금은 높아질 것이다.

연구가설2-2) 혼인은 남성 임금노동자의 시간당 임금에 긍정적인 효과를 미칠 것이다.

연구가설2-3) 혼인은 경력년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과를 강화시킬 것이다.

III. 연구방법

1. 자료와 표본

본 연구의 목적은 임금노동자의 시간당 임금에 영향을 미치는 인구사회학적 요인이 무엇인지 검토하는 것이다. 특히 혼인상태와 경력년수의 효과를 집중적으로 검토하고자 한다. 이를 위해서 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널조사 원자료(6차~25차)를 확보하였다(1차~5차 자료에는 본 연구 실증분석이 요구하는 변수가 없어서 제외함). 한국노동패널조사 자료는 가구자료, 개인자

료, 직업력 자료로 구성되어 있는데 본 연구에서는 이 세 자료를 모두 활용해서 분석에 투입할 변수를 생성하였으며, 조사연도와 개인 및 가구 아이디를 활용해서 자료를 통합하였다. 분석의 단위는 ‘개인’이다.

분석대상은 20세 이상 65세 미만 임금노동자들이다. 최소 2회 이상 응답한 이들만을 분석에 포함시켰으며, 분석에 투입한 변수들 중에 미싱값이 있는 사례는 분석에서 제외되었다. 최종적으로 분석에 투입한 응답자 수는 총 13,306명이었다. 자료는 사람-기간 형식의 스펬이 세로로 나열되는 형태(long format)로 가공되었으며, 스펬의 수는 92,647개였다.

2. 변수와 방법

본 연구의 종속변수는 시간당 임금이다. 시간당 임금은 노동자의 가치에 대한 경제적 가치를 의미한다. 한국노동패널조사 자료는 월임금과 주당근로시간에 대한 정보를 제공하고 있다. 원 단위의 월임금에 한국은행에서 제공하는 연도별 소비자 물가지수를 가중치로 적용하였다. 이 값을 주당 근로시간의 4배수로 나눠서 시간당 임금 변수를 생성하였다. 분석에는 시간당 임금 변수에 자연로그를 씌운 값을 투입하였다. 이 경우 독립변수가 1단위 증가할 때마다 종속변수가 비표준회귀계수 $\times 100(\%)$ 만큼 변화한다고 해석할 수 있다.

분석 자료가 패널자료이고 종속변수가 연속형 변수여서 분석방법으로 패널고정효과모형을 선택하였다. 이 경우 회귀방정식의 절편과 기울기는 최소자승법에 따라 구할 수 있으며, 종속변수(Y), 독립변수(X), 패널 개체(i), 시간(t), 기울기(β), 절편(α), 패널 개체별로는 다르지만 하나의 패널 개체 안에서는 시간이 변해도 일정한 오차항(u), 패널 개체와 시간에 따라 변하는 오차항(e) 사이에는 다음과 같은 관계가 성립된다.

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha + u_i + e_{it}$$

패널자료 분석방법으로는 크게 고정효과모형과 확률효과 모형이 있다. 고정효과모형은 ‘ $\alpha + u_i$ ’를 패널 개체별 고정된 값을 가지는 페러미터로 가정한다. 이 경우에는 분석대상의 관측되지 않은 특성을 통제할 수 있지만, 시간이 흘러도 변하지 않는 변수의 효과는 살펴볼 수 없고, 패널 수만큼 자유도가 줄어 추정의 효율성이 낮아진다. 확률효과 모형에서는 시간에 따라 변화하지 않는 변수의 효과를 살펴볼 수 있지만 두 가지 추가적인 가정, 즉 ‘ $\alpha + u_i$ ’가 확률분포를 따른다는 가정과 관측되지 않은 특성(u_i)과 독립변수(X_{it}) 사이에 공분산이 0이라는 가정을 한다. 이로 인해 확률효과 모형은 만약에 관측되지 않은 특성(u_i)과 독립변수(X_{it}) 사이에 공분산이 0이 아닌 경우에는 불편향추정치를 도출하지 못한다는 단점을 가진다(민인식·최필선, 2010: 164). 일반적으로 하우스만 검정 결과 두 모형에 통계적으로 유의미한 차이가 있는 경우에는 고정효과 모형을 중심으로 결과를 해석할 것이 권장되고 있으며, 이에 본 연구에서도 본문에 고정효과모형 분석결과를 제시하였다.

본 연구의 핵심독립변수는 경력년수이고 조절변수는 혼인상태이다. 경력년수에 대해서 본 연구에서는 총경력년수와 현직장근속년수를 분석에 투입하였다. 이 변수는 노동패널조사 직업력 자료를 사용해서 산출할 수 있었다. 추가적으로 직업력 자료를 사용해서 경력단절 변수도 생성하였다. 경력단절 변수는 최근 5년 이내 직업활동이 없었던 년수의 총합을 의미한다. 혼인상태의 경우 개인 자료에서 알 수 있는데 미혼을 준거변수로 삼고 기혼, 별거, 이혼, 사별을 각각 가변수로 코딩하였다.

분석에 투입한 통제변수들의 코딩내역을 다음과 같다. 자녀의 수는 미취학, 초등학생, 중학생, 고등학생을 구분해서 생성하였다. 노동패널조사는 15세 이상 가구원을 대상으로 개인정보에 대한 설문조사를 진행한다. 하지만 가구 자료에 가구 아이디와 더불어 가구주와 가구원의 관계 정보가 있다. 이를 활용해서 자녀의 수를 생성할 수 있었다. 연령은 응답자의 만 연령을 변수값으로 입력하였다. 주관적 건강은 5점 척도로 조사되어 있었으며 점수가 높을수록 건강이 좋다고 생각하고 낮을수록 건강이 나쁘다고 생각하는 것을 의미한다. 사업체 규모의 경우 0점부터 10점까지 응답하게 설문지가 구성되어 있으며 점수가 높을수록 소속 사업체의 근로자 수가 많음을 의미한다. 성별의 경우 분석에서 남녀를 구분해서 분석을 진행하였다. 이는 독립변수들이 여성과 남성에게 미치는 차별적 효과를 살펴보기 위함이었다.

학력은 고졸이하를 준거변수로 설정하였고, 2년제대졸, 4년제대졸, 석사졸 이상을 각각 가변수 형태로 코딩하였다. 부업변수는 부업을 하지 않는 경우를 0, 부업을 하는 경우를 1로 코딩하였다. 직업지위는 상용직을 준거변수로 설정한 다음 일용직과 임시직을 각각 가변수 형태로 코딩하였다. 파트타임 변수는 풀타임을 0, 파트타임을 1로 코딩하였다. 직업의 경우 단순조립기능직을 준거변수로 설정한 다음에 고위전문직, 사무직, 판매서비스직을 각각 가변수로 코딩하였다. 거주지의 경우 서울, 경기, 인천 등의 수도권을 준거변수로 설정한 다음에 비수도권광역시와 그외 지역을 각각 가변수 형태로 코딩하였다. 노동조합 변수는 노동조합이 없으면 0, 있으면 1로 코딩하였다. 공공기관 변수는 공공기관에 재직중이면 1, 아니면 0으로 코딩하였다. 사업체 규모 정보 변수는 없으면 0, 있으면 1로 코딩하였다. 노동패널조사는 모정보호체도로 생리휴가, 출산휴가, 육아휴직 제도가 있는지에 대한 정보를 제공하고 있다. 각각의 제도가 없으면 0, 있으면 1로 코딩하였다. 각 변수들의 기술통계량은 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 표본의 인구사회학적 특성

	6차(2003년)		25차(2022년)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
시간당임금(만원)	12486.9	13685.2	19176.5	12974.2
미취학 자녀수	0.3	0.6	0.2	0.5
초등학생 자녀수	0.3	0.6	0.3	0.6
중학생 자녀수	0.1	0.4	0.1	0.4
고등학생 자녀수	0.1	0.4	0.1	0.3
연령	36.9	10.1	44.5	10.5
총경력년수	13.6	9.5	18.2	10.4
현직장근속년수	6.8	6.7	9.9	8.1

		6차(2003년)		25차(2022년)	
		평균	표준편차	평균	표준편차
경력단절년수		0.6	0.9	0.3	0.7
주관적건강(5점)		3.7	0.7	3.6	0.6
사업체규모(11점)		5.4	2.7	4.8	2.6
성별	여성	(39.5)		(42.9)	
	남성	(60.5)		(57.1)	
혼인상태	미혼	(29.5)		(24.4)	
	기혼	(65.9)		(68.2)	
	별거	(.6)		(.6)	
	이혼	(2.0)		(5.4)	
	사별	(2.0)		(1.4)	
	학력	고졸이하	(57.6)		(39.2)
	2년제대졸	(14.8)		(20.8)	
	4년제대졸	(23.9)		(34.4)	
	석사졸이상	(3.6)		(5.6)	
부업여부	없음	(83.9)		(91.9)	
	있음	(16.1)		(8.1)	
직업지위	상용직	(87.3)		(84.6)	
	임시직	(8.4)		(12.2)	
	일용직	(4.3)		(3.2)	
파트타임여부	풀타임	(94.8)		(91.3)	
	파트타임	(5.2)		(8.7)	
직업	고위전문직	(27.2)		(30.5)	
	사무직	(24.0)		(24.5)	
	판매서비스직	(12.6)		(14.6)	
	단순조립기능직	(36.0)		(30.4)	
거주지	수도권	(50.8)		(51.6)	
	비수도권광역시	(26.7)		(20.2)	
	그외지역	(22.5)		(28.2)	
노동조합	없음	(76.0)		(79.4)	
	있음	(24.0)		(20.6)	
공공기관	비해당	(85.0)		(85.2)	
	해당	(15.0)		(14.8)	
사업체규모정보유무	없음	(73.3)		(51.5)	
	있음	(26.7)		(48.5)	
생리휴가제도	없음	(85.2)		(88.9)	
	있음	(14.8)		(11.1)	
출산휴가제도	없음	(69.2)		(62.1)	
	있음	(30.8)		(37.9)	
육아휴직제도	없음	(78.2)		(64.2)	
	있음	(21.8)		(35.8)	
N		2,988		6,698	

() 안은 범주형 변수의 비율값

IV. 분석결과

1. 여성의 결혼 임금 페널티

다음 <표 2>는 여성 임금노동자의 시간당 임금에 미치는 인구사회학적 여인이 무엇인지 분석한 결 요약한 것이다. 모형1은 기본모형이고, 모형2는 혼인상태와 총경력년수의 상호작용효과를 검토한 모형이며, 모형3은 혼인상태와 현직장근속년수의 상호작용효과를 검토한 모형이다.

연구가설과 관련해서 다음과 같은 사실들을 알 수 있었다. 모형1을 통해서 총경력년수와 현직장근속년수는 시간당 임금에 통계적으로 유의미한 수준에서 긍정적인 효과가 있음을 알 수 있다(연구가설1-1 지지). 혼인상태의 경우 기혼, 별거, 이혼, 사별인 응답자들은 모두 시간당 임금이 미혼인 응답자와 비교해서 통계적으로 유의미한 수준에서 더 높았다. 모형2와 모형3은 기혼, 별거, 이혼, 별거 상태인 이들은 경력년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과가 미혼인 이들과 비교해서 통계적으로 유의미한 수준에서 약하다는 사실을 보여준다(연구가설1-3 지지).

모형1을 중심으로 통제변수들의 효과를 살펴보면 다음과 같은 사실들을 확인할 수 있다. 자녀가 많을수록 여성 임금노동자의 시간당 임금은 낮아지는 경향이 있었다. 이는 모성 임금 페널티 가설을 지지하는 분석결과로 해석할 수 있다. 자녀의 수가 여성 임금노동자의 시간당 임금에 미치는 부정적인 효과의 크기를 표준회귀계수(beta)를 통해 확인해보면 미취학(-.016)>고등학생(-.009)>초등학생(-.008)>중학생(-.007)임을 알 수 있다. 교급별로는 큰 차이가 없기 때문에 모성 임금 페널티는 자녀가 학교를 다니기 시작하면서 약해지고 교급별로는 큰 차이가 없다고 볼 수 있다. 이는 모성 임금 페널티가 나타나는 이유 중 하나가 자녀에 대한 돌봄 때문임을 의미한다. 자녀가 학교를 다니기 시작하면서 그 만큼 돌봄에 대한 부담이 줄어들기 때문이다.

응답자 개인 특성의 경우 연령이 증가할수록 시간당 임금이 증가하는 경향이 있었고, 학력이 높아질수록 시간당 임금이 증가하는 경향이 있었다. 또 주관적 건강 수준이 높을수록 시간당 임금이 증가하고 있었다. 거주지의 경우 수도권에서 살고 있는 이들이 시간당 임금이 더 높았으며, 경력단절 기간이 길수록 시간당 임금이 감소하는 경향이 있었다. 상용직의 시간당 임금이 임시직, 일용직보다 높았다. 직업의 경우 판매서비스직의 시간당 임금이 단순조립기능직의 시간당 임금보다 낮았다. 시간당 임금 수준이 높은 직업부터 낮은 직업까지 나열해보자면 고위전문직>사무직>단순조립기능직>판매서비스직 순서임을 알 수 있다. 흥미롭게도 여성들은 풀타임보다 파트타임으로 근무하고 있는 이들이 시간당 임금 수준이 더 높았다. 이는 남성들한테서는 나타나지 않는 현상이다. 남성들은 시간당 임금과 풀타임 여부가 관련이 없는 반면에 여성들은 시간당 임금을 많이 받기 위해서 파트타임을 선택하는 것이다. 이는 왜곡된 노동시장의 성별 이중구조 때문에 나타나는 결과일 수 있다. 사업체 특성이 시간당 임금에 미치는 효과를 살펴보면 노동조합이 있는 경우 시간당 임금이 더 높았으며, 사업체 규모가 클수록 시간당 임금이 높아졌다. 생리휴가, 출산휴가, 육아휴직 제도가 있는 사업체에 재직중인 노동자들은 통계적으로 유의미한 수준에서 시간당 임금이 각 제도가 없는 경우보다 더 높은 것으로 나타났다.

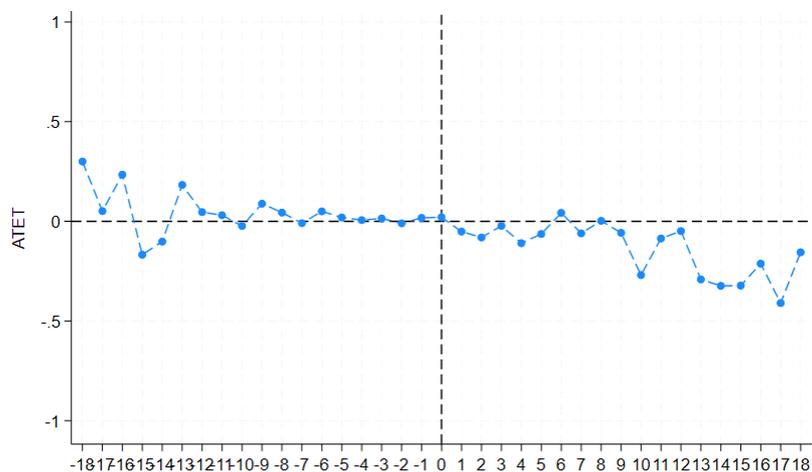
<표 2> 여성 임금노동자의 시간당 임금에 대한 패널고정효과 분석결과

	모형1		모형2		모형3	
	b	se	b	se	b	se
총경력년수	.013***	.002	.025***	.002	.014***	.002
현직장근속년수	.003***	.001	.002***	.001	.009***	.001
혼인상태(ref=미혼)						
기혼	.033***	.009	.122***	.012	.063***	.011
별거	.058**	.022	.066	.045	.114***	.029
이혼	.064***	.016	.146***	.029	.112***	.020
사별	.113***	.024	.221***	.044	.165***	.028
기혼×총경력년수			-.012***	.001		
별거×총경력년수			-.008***	.002		
이혼×총경력년수			-.011***	.001		
사별×총경력년수			-.012***	.002		
기혼×현직장근속년수					-.006***	.001
별거×현직장근속년수					-.010***	.003
이혼×현직장근속년수					-.009***	.002
사별×현직장근속년수					-.009***	.002
미취학 자녀수	-.016***	.004	-.021***	.004	-.018***	.004
초등학생 자녀수	-.008*	.004	-.010**	.004	-.009*	.004
중학생 자녀수	-.010*	.004	-.011*	.004	-.010*	.004
고등학생 자녀수	-.013**	.004	-.012**	.004	-.012**	.004
연령	.021***	.002	.020***	.002	.020***	.002
학력(ref=고졸이하)						
2년제대졸	.043**	.016	.036*	.016	.041*	.016
4년제대졸	.102***	.015	.083***	.015	.099***	.015
석사졸이상	.137***	.024	.115***	.024	.136***	.024
주관적건강(5점)	.010***	.003	.010***	.003	.009***	.003
거주지(ref=수도권)						
비수도권광역시	-.083***	.018	-.077***	.018	-.081***	.018
그외지역	-.055***	.014	-.048***	.014	-.051***	.014
경력단절년수	-.012***	.002	-.014***	.002	-.012***	.002
부업있음(ref=없음)	-.002	.014	-.004	.014	-.001	.014
직업지위(ref=상용직)						
임시직	-.075***	.006	-.074***	.006	-.075***	.006
일용직	-.053***	.011	-.054***	.011	-.053***	.011
파트타임(ref=정규직)	.028***	.007	.031***	.007	.029***	.007
직업(ref=단순조립기능직)						
고위전문직	.091***	.011	.090***	.011	.091***	.011
사무직	.049***	.010	.047***	.010	.048***	.010
판매서비스직	-.061***	.008	-.061***	.008	-.062***	.008
노동조합있음(ref=없음)	.040***	.006	.039***	.006	.039***	.006
공공기관해당(ref=비해당)	-.003	.007	-.003	.007	-.003	.007
업체규모정보있음(ref=없음)	-.029***	.006	-.030***	.006	-.030***	.006
사업체규모(11점)	.011***	.001	.011***	.001	.011***	.001
생리휴가제도있음(ref=없음)	.015**	.005	.014**	.005	.015**	.005
출산휴가제도있음(ref=없음)	.041***	.006	.039***	.006	.040***	.006
육아휴직제도있음(ref=없음)	.030***	.006	.030***	.006	.030***	.006
상수항	8.074***	.039	8.052***	.039	8.079***	.039
R ²	31.0%		31.3%		31.0%	
Number of Spell			38,279			

* p<.05 ** p<.01 *** p<.001

혼인상태가 시간당 임금에 미치는 효과를 보다 면밀하게 들여다 보기 위해서 이질적 패널이중차분을 실시하였다. 이중차분은 특정 사건 이전과 이후의 차이, 사건을 겪은 집단과 안 겪은 집단의 차이를 비교함으로써 해당 사건의 효과만을 추정해내려는 방법이다. 이중차분은 패널자료에도 활용이 가능하며, 사건을 겪은 시점이 패널마다 상이할 경우 이질적 패널이중차분을 통해 해당 사건의 세대 효과(cohort effect)를 확인할 수 있다. [그림 1]은 분석결과를 시각화 한 것으로 미혼인 이들과 비교해서 결혼이라는 사건을 경험한 여성 임금 노동자들의 시간당 임금은 시간이 흐르면서 점점 감소하는 경향을 보이고 있음을 알 수 있다(연구가설1-2 지지).

[그림 1] 여성 임금노동자의 혼인-시간당 임금에 대한 이질적 패널이중차분 분석결과



2. 남성의 결혼 임금 프리미엄

다음 <표 3>은 남성 임금노동자의 시간당 임금에 미치는 인구사회학적 여인이 무엇인지 분석한 결 요약한 것이다. 모형4는 기본모형이고, 모형5는 혼인상태와 총경력년수의 상호작용효과를 검토한 모형이며, 모형6은 혼인상태와 현직장근속년수의 상호작용효과를 검토한 모형이다.

연구가설과 관련해서 다음과 같은 사실들을 알 수 있었다. 모형4 통해서 현직장근속년수가 시간당 임금에 통계적으로 유의미한 수준에서 긍정적인 효과가 있음을 알 수 있다(연구가설2-1 지지). 혼인상태의 경우 기혼, 별거, 이혼, 사별인 응답자들은 모두 시간당 임금이 미혼인 응답자와 비교해서 통계적으로 유의미한 수준에서 더 높았다(연구가설 2-2 지지). 모형5와 모형6은 기혼, 별거, 이혼, 별거 상태인 이들은 경력년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과가 미혼인 이들과 비교해서 통계적으로 유의미한 수준에서 약하다는 사실을 보여준다.

모형4를 중심으로 통계변수들의 효과를 살펴보면 다음과 같은 사실들을 확인할 수 있다. 자녀가 많을수록 남성 임금노동자의 시간당 임금은 높아지는 경향이 있었다. 이는 부정 임금 프리미엄 가설을 지지하는 분석결과로 해석할 수 있다. 자녀의 수가 남성 임금노동자의 시간당 임금에 미치는

긍정적인 효과의 크기를 표준회귀계수(beta)를 통해 확인해보면 초등학생(.050)>미취학(.039)>중학생(.030)=고등학생(.030)임을 알 수 있다.

응답자 개인 특성의 경우 연령이 증가할수록 시간당 임금이 증가하는 경향이 있었다. 학력은 4년제 대졸자의 시간당 임금이 가장 높았다. 주관적 건강 수준이 높을수록 시간당 임금이 증가하였다. 남성도 경력단절 기간이 길수록 시간당 임금이 감소하는 경향이 있었다. 부업의 경우 여성의 경우 통계적으로 유의미한 효과가 없었지만, 남성은 부업을 하는 경우, 주업의 시간당 임금이 통계적으로 유의미한 수준에서 낮았다. 이는 남성 임금 노동자들이 부족한 임금을 부업을 통해서 보충하고 있기 때문인 것으로 볼 수 있을 것이다. 상용직의 시간당 임금이 임시직, 일용직 보다 높았다. 직업의 경우 남성들도 여성들과 마찬가지로 판매서비스직의 시간당 임금이 단순조립기능직의 시간당 임금보다 낮았다.

사업체 특성이 시간당 임금에 미치는 효과를 살펴보면 노동조합이 있는 경우 시간당 임금이 더 높았다. 공공기관에 재직중인 이들은 시간당 임금수준이 민간기업에 재직중인 이들보다 더 높았으며, 사업체 규모가 클수록 시간당 임금이 높았다. 출산휴가, 육아휴직 제도가 있는 사업체에 재직중인 남성 임금 노동자들은 이 제도의 가장 직접적인 수혜자는 여성들임에도 불구하고 통계적으로 유의미한 수준에서 시간당 임금이 각 제도가 없는 경우보다 더 높았다.

<표 3> 남성 임금노동자의 시간당 임금에 대한 패널고정효과 분석결과

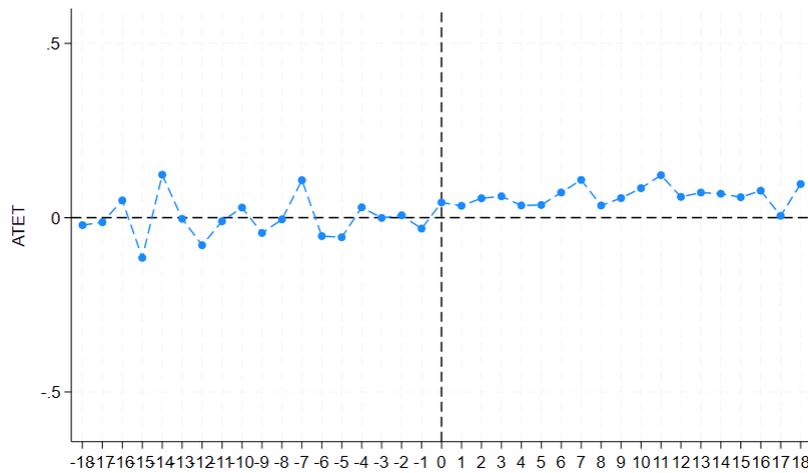
	모형4		모형5		모형6	
	b	se	b	se	b	se
총경력년수	-.003	.002	.013***	.002	-.001	.002
현직장근속년수	.009***	.000	.009***	.000	.019***	.001
혼인상태(ref=미혼)						
기혼	.122***	.007	.231***	.009	.171***	.009
별거	.183***	.026	.095	.066	.230***	.039
이혼	.157***	.015	.250***	.032	.207***	.020
사별	.137***	.034	.538***	.097	.265***	.047
기혼×총경력년수			-.014***	.001		
별거×총경력년수			-.005*	.003		
이혼×총경력년수			-.013***	.001		
사별×총경력년수			-.024***	.003		
기혼×현직장근속년수					-.010***	.001
별거×현직장근속년수					-.010**	.003
이혼×현직장근속년수					-.010***	.002
사별×현직장근속년수					-.016***	.003
미취학 자녀수	.033***	.003	.029***	.003	.032***	.003
초등학생 자녀수	.047***	.003	.047***	.003	.047***	.003
중학생 자녀수	.045***	.004	.047***	.004	.046***	.004
고등학생 자녀수	.048***	.004	.050***	.004	.049***	.004
연령	.028***	.002	.024***	.002	.026***	.002

	모형4		모형5		모형6	
	b	se	b	se	b	se
학력(ref=고졸이하)						
2년제대졸	.175***	.018	.155***	.018	.169***	.018
4년제대졸	.212***	.015	.188***	.015	.205***	.015
석사졸이상	.208***	.021	.181***	.021	.202***	.021
주관적건강(5점)	.010***	.002	.010***	.002	.010***	.002
거주지(ref=수도권)						
비수도권광역시	-.013	.012	-.004	.012	-.011	.012
그외지역	.014	.010	.021*	.010	.016	.010
경력단절년수	-.016***	.002	-.016***	.002	-.014***	.002
부업있음(ref=없음)	-.045***	.012	-.049***	.012	-.048***	.012
직업지위(ref=상용직)						
임시직	-.187***	.007	-.179***	.007	-.183***	.007
일용직	-.045***	.010	-.046***	.010	-.044***	.010
파트타임(ref=정규직)	-.022	.013	-.015	.013	-.021	.013
직업(ref=단순조립기능직)						
고위 전문직	.081***	.007	.078***	.007	.079***	.007
사무직	.062***	.007	.061***	.007	.061***	.007
판매서비스직	-.065***	.009	-.060***	.009	-.063***	.009
노동조합있음(ref=없음)	.036***	.004	.035***	.004	.036***	.004
공공기관해당(ref=비해당)	.037***	.008	.037***	.008	.037***	.008
업체규모정보있음(ref=없음)	-.030***	.005	-.030***	.005	-.031***	.005
사업체규모(11점)	.010***	.001	.010***	.001	.010***	.001
생리휴가제도있음(ref=없음)	-.004	.011	-.005	.011	-.005	.011
출산휴가제도있음(ref=없음)	.049***	.004	.048***	.004	.049***	.004
육아휴직제도있음(ref=없음)	.043***	.004	.042***	.004	.043***	.004
상수항	8.155***	.041	8.179***	.041	8.172***	.041
R ²	32.5%		33.0%		32.7%	
Number of Spell			54,368			

* p<.05 ** p<.01 *** p<.001

혼인상태가 시간당 임금에 미치는 효과를 보다 면밀하게 들여다 보기 위해서 이질적 패널이중차분을 실시한 결과([그림 2]) 미혼인 이들과 비교해서 결혼이라는 사건을 경험한 남성 임금 노동자들의 시간당 임금은 시간이 흐르면서 소폭 증가하는 경향을 보이고 있음을 알 수 있다(연구가설 2-2 지지).

[그림 2] 남성 임금노동자의 혼인-시간당 임금에 대한 이질적 패널이중차분 분석결과



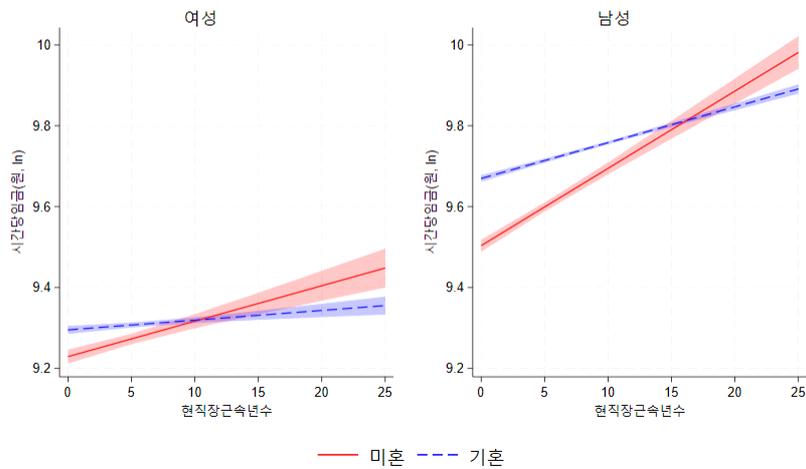
3. 성별에 따른 혼인의 차별적 효과

다음 [그림 3]은 사례수가 적은 별거, 이혼, 사별 집단을 제외하고 미혼 집단과 기혼 집단만을 대상으로 혼인과 현직장근속년수의 상호작용을 시각화 한 것이다. 이에 따르면 남녀 모두 미혼인들이 현직장근속년수가 시간당 임금에 미치는 효과가 더 크다는 사실을 알 수 있다. 이는 연구가설1-3 ‘(여성 임금 노동자의 경우)혼인은 경력년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과를 약화시킬 것이다’를 지지하고, 연구가설2-3 ‘(남성 임금 노동자의 경우)혼인은 경력년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과를 강화시킬 것이다’를 기각하는 결과처럼 보인다.

하지만 두 회귀선의 교차 시점에 차이가 있음에 주목할 필요가 있어 보인다. 여성의 경우 미혼 프리미엄이 시작되는 시점은 현직장근속년수 10년차이다. 4년제 대학을 졸업한 여성이 20대 중반에 취업을 했다면 30대 중반부터 미혼 프리미엄을 누릴 수 있다. 60세 정년을 감안하면 가정을 꾸리지 않는 대신 25년 정도의 기간에 해당하는 경제적 이익을 누리는 것으로 볼 수 있다. 반면 남성의 경우 미혼 프리미엄이 시작되는 시점은 현직장근속년수 17년차이다. 군복무를 마치고 4년제 대학을 졸업한 남성이 20대 후반에 취업을 했다면 40대 중반부터 미혼 프리미엄을 누릴 수 있다. 이 경우 15년 정도의 기간에 해당하는 경제적 이익을 누리는 대신 가정을 꾸리는 않아야 한다.

게다가 조기퇴직을 염두에 둔다면 혼인의 시간당 임금에 대한 차별적 효과는 보다 분명해진다. 예를 들어 25세에 취업해서 평생 한 직장만 다니다가 50세에 조기 퇴직한다고 가정하면 [그림 3]과 같이 현직장근속년수를 25년으로 볼 수 있다. 이 경우 미혼 프리미엄은 두 회귀선의 아래 면적의 차이로 이해될 수 있다. 즉, 여성은 미혼으로 인한 이익이 기혼으로 인한 이익보다 큰 것이다. 반면 남성은 기혼으로 인한 이익이 미혼으로 인한 이익보다 크다. 이는 비록 연구가설2-3이 기각되었음에도 불구하고 혼인이 남성에게 프리미엄으로 작동하고 있음을 보여준다.

[그림 3] 혼인과 현직장근속년수의 상호작용 효과



V. 논의

본 연구는 한국노동패널조사 원자료(6차~25차)를 분석해서 20세 이상 65세 미만 임금 노동자 남녀의 시간당 임금에 통계적으로 유의미한 수준에서 영향을 미치는 개인의 인구사회학적 요인이 무엇인지 살펴보는 데 연구의 목적이 있었다. 남녀 임금 노동자의 시간당 임금에 대해서 지금까지 비교적 많이 검토된 요인은 ‘출산’ 또는 ‘자녀의 수’였다. ‘모성 임금 페널티, 부성 임금 프리미엄’ 가설로도 널리 알려져 있는 이 연구들은 출산으로 인해 여성들의 시간당 임금이 줄어들고, 남성이 시간당 임금이 증가하며 이로 인해 저출산이나 경력단절과 같은 사회현상이 나타나고 있음을 지적하고 있다.

본 연구에서는 출산 이전에 결혼 자체가 여성의 삶에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 문제의식에서 시작되었다. 결혼은 성인 남녀가 부모로부터 독립해서 새 가정을 꾸려 주변의 축복을 받으며 자녀를 출산하고 키워나가는 생애단계 전환사건이라는 긍정적 측면과 더불어 경제적 불이익이 동시에 야기되는 부정적 측면을 가지기도 한다. 경우에 따라서는 성인 남녀가 살림을 합침으로써 수입은 증가하고 생활비 등의 소비를 줄일 수 있기 때문에 결혼이 경제적으로 이익을 가져올 수도 있다. 하지만 많은 경우에 부부의 소득이 합쳐져서 가구소득으로 계산되기 때문에 누진세가 붙어서 세금부담이 증가되고는 한다. 이를 세금 혼인 페널티라고 하는데 이는 국가별로 세법에 따라 그 효과가 반전되기도 한다. 예를 들어 미국의 경우 부부가 공동으로 소득신고를 하게 되면 소득이 낮은 쪽의 세율을 적용시키기 때문에 소득수준이 비슷한 남녀가 결혼을 할 경우 혼인으로 인한 세금 페널티를, 소득수준이 크게 다른 남녀가 결혼을 할 경우 혼인으로 인한 세금 프리미엄을 누릴 수 있다. 또 결혼을 하게 되면 출산을 하지 않더라도 양가 부모 등에 대한 부양의 부담 또한 줄어들게 된다. 혼자 하던 부양을 배우자와 분담한다고 생각할 수도 있겠지만 개인의 입장에서는

부양을 해야 하는 대상이 두 배 이상 늘어나는 것이다.

본 연구에서는 혼인이라는 생애사건이 임금노동자의 시간당 임금에 부정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 여성의 경우에는 혼인이 경력년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과를 약화시키고, 남성의 경우에는 강화시킬 것이라는 연구가설을 세우고 실증분석을 통해 이를 검증하고자 하였다. 분석결과 세 가지 사실을 알 수 있었다. 첫째, 남녀 모두 현직장근속년수가 길어질수록 시간당 임금은 높아졌다. 둘째, 패널고정효과 기본모형에서는 남녀 모두 기혼 응답자의 시간당 임금이 미혼 응답자의 시간당 임금보다 높았다. 하지만 이중차분 결과에 따르면 여성의 경우 결혼 이후에 시간당 임금이 감소하는 경향이 있었다. 셋째, 남녀 모두 혼인이 현직장근속년수가 시간당 임금에 미치는 긍정적 효과를 약화시키는 조절효과가 통계적으로 유의미한 수준에서 있었다. 다만 여성의 경우 미혼 프리미엄이 30대 중반부터 나타난 반면에 남성의 경우 미혼 페널티가 40대 중반 이후에 나타났다. 이는 40대 후반부터 조기퇴직이 시작되는 현실을 고려해볼 때, 남성의 경우 미혼으로 인한 프리미엄이 거의 없다고 해석될 수도 있어 보인다.

본 연구는 기존 연구들이 주로 출산과 임금의 관계를 집중적으로 검토한 반면에 결혼이라는 생애사건 자체가 임금에 영향을 미칠 수 있다는 점에 주목해서 이를 검증하고자 했다는 점에서 이론적 함의를 찾을 수 있을 것이다. 방법론적 함의로는 한국노동패널조사 자료들 중에서 개인, 가구, 직업력 자료를 모두 활용해서 분석변수를 생성하고 활용했다는 점과 독립변수와 종속변수의 인과관계를 보다 명확히 살펴보기 위해 이질적 패널이중차분을 실시해보았다는 점에서 찾을 수 있다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 기존 연구들이 주로 출산과 임금의 관계, 결혼과 세금의 관계를 살펴보았다는 점에 주목해서 결혼과 임금의 관계를 검토하였다. 하지만 이러한 분석의 대상이 임금노동자로만 한정되었다. 후속연구에서는 자영업자, 프리랜서, 전업주부 등의 삶에 미치는 효과도 검토될 필요가 있을 것이다. 둘째, 본 연구에서는 혼인이 시간당 임금에 미치는 순효과를 검증하기 위해서 이질적 패널이중차분이라는 방법을 동원하였다. 하지만 비교집단과 처치집단의 차이를 보다 적극적으로 통제하기 위해서는 성향점수와의 이중차분의 결합된 모형 등의 분석방법도 요구된다. 셋째, 혼인이라는 생애사건이 남성에게는 긍정적, 여성에게는 부정적인 영향을 미친다는 분석결과에 대한 실천적 제언으로는 혼인에 대한 금전적 보상내지는 기혼 여성이 임금 불이익을 받지 않도록 할 수 있는 제도적 장치의 필요성을 제기할 수 있을 것이다. 하지만 이에 대해서는 보다 신중한 접근과 논의가 필요할 것이기에, 본 원고에서는 이에 대한 서술은 생략하고자 한다.

참고문헌

- 구양미. (2021). 「인구 변화와 도시 쇠퇴의 지역 불균형: 저출산과 지방소멸 문제에 대한 시사점」. 『국토지리학회지』, 55(3), 301-320.
- 우혜봉 · 이지혜. (2019). 『한국의 혼인과 출산 생애 분석과 정책 과제』. 세종: 한국보건사회연구원
- 이진숙. (2019). 「저출산에 대한 정책적 담론의 탐색적 분석-경상북도를 중심으로」. 『젠더와 사회』, 30, 105-125.
- 장진희. (2020). 「혼인과 자녀가 성별임금격차에 미치는 영향」. 『이화젠더법학』, 12(1), 179-212.
- 통계청. 2020. 『한국의 사회동향』 세종: 통계청
- 통계청. 2023. 「2022년 12월 인구동향 보도자료」 세종: 통계청
- Alm, J., Dickert-Conlin, S., & Whittington, L. A. (1999). "Policy watch: The marriage penalty." *Journal of Economic Perspectives*, 13(3), 193-204.
- Anderson, U. M., Jenness, R., Mosher, W. E., & Richter, V. (1966). "The medical, social, and educational implications of the increase in out-of-wedlock births." *American Journal of Public Health and the Nations Health*, 56(11), 1866-1873.
- Brozovsky, J., & Cataldo, A. J. (1994). "A Historical Analysis Of The "Marriage Tax Penalty"." *Accounting Historians Journal*, 21(1), 163-187.
- Chandra, V. (2012). "Work - life balance: Eastern and western perspectives." *The International Journal of Human Resource Management*, 23(5), 1040-1056.
- Cunningham, M. (2005). "Gender in cohabitation and marriage: The influence of gender ideology on housework allocation over the life course." *Journal of Family Issues*, 26(8), 1037-1061.
- Fisher, H. (2013). "The effect of marriage tax penalties and subsidies on marital status." *Fiscal Studies*, 34(4), 437-465.
- Goldin, C. (1994). "Understanding the gender gap: An economic history of American women." *Equal employment opportunity: labor market discrimination and public policy*, 17-26.
- Granovetter, M. (2018). *Getting a job: A study of contacts and careers*. University of Chicago press.
- Grossbard, S. A. (1986). "Marriage and Productivity--An Interdisciplinary Analysis." *Handbook of Behavioral Economics*, 4.
- Haggerty, B. B., Du, H., Kennedy, D. P., Bradbury, T. N., & Karney, B. R. (2023). "Stability and change in newlyweds' social networks over the first years of marriage." *Journal of Family Psychology*, 37(1), 20.
- Hersch, J., & Stratton, L. S. (2000). "Household specialization and the male marriage wage

- premium." *ILR Review*, 54(1), 78-94.
- Lazear, E. P. (1974). "Age, experience and wage growth (No. w0051)." *National Bureau of Economic Research*.
- Lundberg, S., & Rose, E. (2000). "Parenthood and the earnings of married men and women." *Labour Economics*, 7(6), 689-710.
- Nakamura, J., & Ueda, A. (1999). "On the determinants of career interruption by childbirth among married women in Japan." *Journal of the Japanese and International Economies*, 13(1), 73-89.
- Ristov, A. (2014). *The New Challenges in Regulation of Marriage and Non-Marital Union*. Harmonius: J. Legal & Soc. Stud. Se. Eur., 300.
- Sirianni, C., & Negrey, C. (2000). "Working time as gendered time." *Feminist Economics*, 6(1), 59-76.
- Tharenou, P. (2005). *Women's Advancement in Management: What is known and future areas to address* (Doctoral dissertation, Edward Elgar Publishing).
- Williams, N. (1991). "Reexamining the wage, tenure and experience relationship." *The Review of Economics and Statistics*, 512-517.

