

한국 노동시장에서 결혼의 임금 프리미엄 연구

박 철 성*

한국노동패널 5차부터 20차 조사 자료를 이용하여 우리나라 노동시장에서 결혼이 남성과 여성 전일제 근로자의 임금, 교육훈련 경험, 이직, 승진, 일자리 만족도, 일 만족도에 어떤 영향을 주는지를 분석하였다. 추정 결과 개인 고정효과를 통제하면 결혼 경험은 남성 전일제 근로자의 임금을 평균 약 6% 높이며 근로자의 승진 확률 또한 유의하게 약 4%p 높이는 것으로 보인다. 결혼이 근로자의 인적자본 투자를 높일 가능성이 있는 교육훈련에 참여할 확률이나 같은 직장을 유지할 확률도 소폭 높이는 것으로 보이지만 그 효과는 통계적으로 유의하지 않다. 결혼은 남성 근로자의 일자리나 일의 만족도에 영향을 주지 않는다. 여성은 남성과 달리 임금이나 승진 확률이 결혼 후에 높아지지 않는 반면 같은 직장을 유지할 확률은 크게 감소한다. 결혼은 여성의 일자리 혹은 일에 대한 만족도를 높이는 것처럼 보이지만 이는 만족도가 낮은 여성은 결혼 후 노동시장에서 이탈하기 때문에 발생한 표본선택의 결과로 해석된다.

주요용어: 결혼, 임금 프리미엄, 교육훈련, 이직, 승진, 일자리 만족, 일 만족

1. 서론

이 연구에서는 우리나라 노동시장에서 결혼 경험이 남성과 여성 전일제 근로자의 임금에 영향을 주는지, 준다면 그 크기는 얼마나 되는지를 추정한다. 더불어 그 영향의 원인을 분석하기 위해 결혼 경험이 근로자의 교육훈련 경험, 이직, 승진, 일자리 만족도, 일 만족도에 어떤 영향을 주는지를 추정한다. 우리나라에 노동시장 상태와 청년의 결혼 여부의 관계에 대한 연구는 여럿 있지만 결혼이 노동시장 상태에 어떤 영향을 주는지에 대한 연구는 드물다. 이 연구는 그 부족함을 채우는 것을 목적으로 한다.

한국노동패널 자료를 이용하여 추정한 결과 결혼 경험은 남성 전일제 근로자의 임금을 평균 약 6% 높이며 근로자의 승진 확률 또한 유의하게 약 4%p 높이는 것으로 보인다. 결혼이 근로자의 인적자본 투자를 높일 가능성이 있는 교육훈련에 참여할 확률이나 같은 직장을 유지할 확률도 소폭 높이는 것으로 보이지만 그 효과는 통계적으로 유의하지 않다. 결혼은 남성 근로자의 일자리나 일의 만족도에 영향을 주지 않는다.

여성은 남성과 달리 임금이나 승진 확률이 결혼 후에 높아지지 않는 반면 같은 직장을 유지할 확률은 크게 감소한다. 결혼은 여성의 일자리 혹은 일에 대한 만족도를 높이는 것처럼 보이지만

* 한양대학교 경제금융학부 교수

이는 만족도가 낮은 여성은 결혼 후 노동시장에서 이탈하기 때문에 발생한 표본선택의 결과로 해석된다.

II. 기존 연구

우리나라에서는 청년의 미혼비율과 초혼 연령이 높아짐과 동시에 청년이 노동시장에서 겪는 어려움이 심화되었다는 사실 때문에 청년의 노동시장 상태가 결혼에 어떤 영향을 주는지에 대한 관심이 높은 편이다. 예를 들어 안태현(2010)은 경제활동인구조사와 한국노동패널 자료를 이용하여 미취업, 실업, 실직이 남성 청년의 결혼 확률을 크게 낮추며 고용형태는 결혼 확률에 유의한 영향을 주지 않는다고 추정하였다. 최필선·민인식(2015)도 청년패널 자료를 이용하여 분석한 결과 취업은 남녀 모두 결혼할 확률을 높이며 취업한 남자의 경우에는 임금이 높을수록 미혼에서 결혼으로 이행할 확률을 높아지지만 여성의 경우에는 임금이 결혼 이행 확률에 영향을 주지 않는다고 보고하였다. 반면에 윤자영(2012)은 한국노동패널을 이용하여 분석한 결과 취업상태와 정규직 근무가 남성의 초혼으로의 이행 확률은 높이는 반면에 여성의 초혼 이행 확률은 낮춘다고 하여 차이를 보였다.

임금이나 노동시장 상태가 미혼에서 결혼으로 이행에 어떤 영향을 주는지에 대한 연구는 이와 같이 여럿 있지만 우리나라에서는 결혼이 임금이나 노동시장 상태에 어떤 영향을 주는지에 대한 관심은 작다. 반면에 외국(특히 미국)에서는 특히 남성의 경우 결혼이 높은 임금과 연관되어 있다는 사실에 주목하고 결혼의 임금 프리미엄의 원인을 설명하려는 연구가 활발하다. 그 중 몇 가지 예를 들면 다음과 같다.

Korenman and Neumark(1991)은 남성의 결혼 임금 프리미엄의 원인에 대한 초기 연구 중 하나다. 그들은 먼저 1976, 1978, 1980년에 조사된 NLSY를 이용한 분석에서 개인 고정효과를 통제하더라도 결혼의 임금 프리미엄이 상당(약 6%)한 크기로 추정되며 그 이유는 결혼 후 임금 곡선의 절편이 커져서가 아니라 기울기가 가팔라지기 때문이라는 증거를 제시하였다. 그리고 한 제조업 회사의 내부 인사 정보를 이용하여 분석한 결과 결혼의 임금 프리미엄은 대부분 근로자가 결혼 후 회사 내에서 승진할 확률이 높아지기 때문에 발생하며 승진은 결혼 후 근로자에 대한 인사 고과가 좋아지기 때문이라고 보고하였다. Korenman and Neumark(1991)은 자신의 추정결과를 바탕으로 임금이 높거나 임금이 높아질 가능성이 높은 사람이 결혼한다는 자기 선택보다는 결혼이 근로자의 생산성을 높이기 때문에 임금 프리미엄이 존재한다는 가설을 지지하였다.

Loh(1996)는 Korenman and Neumark(1991)이 지지한 결혼이 근로자의 생산성을 높인다는 가설을 세 가지 방법으로 검증하고자 하였다. 결혼 후 근로자의 생산성이 높아지는 이유가 가정 내 분업 때문이라고 보고 1990년 NLSY 자료를 이용하여 첫째, 배우자의 노동시간이 짧을수록 결혼 프리미엄이 높아지는지, 둘째, 임금근로자뿐만 아니라 자영업자에게도 임금 프리미엄이 존재하는지, 셋째, 혼전 동거 기간이 길수록 결혼 프리미엄이 높아지는지를 검증하였다. 그 결과 Loh(1996)는

세 가지 검증 중 어느 하나에서도 결혼이 가정 내 분업을 통해 근로자의 생산성을 높인다는 증거를 찾아볼 수 없음을 보고하였다. Loh(1990)는 또한 임금이 빠르게 상승하는 사람이 결혼할 확률이 높다는 자기 선택 가설을 지지하는 증거도 없음을 발견하였다. 그는 자신의 추정 결과가 사용자가 결혼한 근로자를 선호한다는 차별 가설을 지지하지도 반대하지도 않는다고 해석하였다.

Chun and Lee(2001)은 Loh(1990)와 같은 이유로 결혼이 남성 근로자의 생산성을 높이는지를 검증하기 위해 1999년 CPS March Supplement 자료를 이용하여 가정 내 분업 가설을 지지하는 증거를 찾아보았다. 그들은 관측되지 않는 특성과 결혼 여부의 연관성을 고려하여 내생적 결혼 선택이 포함된 switching regression 모형에 도구변수(자신의 자녀 외의 친척과 동거하는지 여부, 주별 여성 취업자의 비중)를 이용하여 배우자의 근로시간의 내생성을 통제하는 모형을 결합하여 추정하였다. 그들의 추정결과는 임금을 높이는 관측되지 않는 특성이 결혼의 가능성도 높인다는 자기 선택 가설을 지지하지 않았다. 나아가 Loh(1990)와 달리 그들은 배우자의 근로시간이 남성 근로자의 임금 프리미엄을 낮출 것이라는 가정 내 분업 가설을 지지하는 추정 결과를 제시하였다. 그 결과에 따르면 배우자가 일하지 않는 경우 결혼의 임금 프리미엄은 31%에 달하는 반면에 배우자의 주당 근로시간이 1시간 늘어날수록 프리미엄의 크기는 0.6%씩 줄어든다.

Killewald and Lundberg(2017)은 1979년부터 2012년에 걸쳐 조사된 NLSY79 자료를 이용하여 결혼과 이혼 전후의 임금 변화를 분석함으로써 결혼이 근로자의 임금에 인과효과가 있는지를 연구하였다. 그들은 연구 결과 결혼이 임금에 영향을 준다고 볼 수 없으며 결혼의 임금 프리미엄은 결혼 연령대가 남성이 성인으로 성숙해가는 시기와 일치하기 때문에 관측되는 의사 관계(spurious relationship)라고 주장하였다. 그들이 제시한 근거는 다음과 같다. 첫째, 이혼자의 임금은 이혼 후보다 이혼 전에 더 많이 감소한다. 이것은 가정 내 분업 가설을 지지하지 않는 결과이다. 둘째, 결혼 시기를 예상할 수 없는 혼전임신에 의한 shot-gun marriage에서도 결혼 전후 임금의 변화가 보통 결혼과 같은 패턴으로 관찰된다. 이는 결혼을 예상하는 사람이 더 열심히 일할 동기가 있어서 결혼이 결혼 시점 전부터 근로자의 생산성을 높인다는 가설을 지지하지 않는 결과이다. 셋째, 27세 이후에 결혼한 사람에게는 결혼의 임금 프리미엄이 관찰되지 않는다. 이것은 결혼의 임금 프리미엄이 남성의 결혼시기와 성인으로의 이행기가 일치하기 때문에 관찰되는 것이라는 의사 관계 가설을 지지하는 결과이다.

이상 살펴본 바와 같이 해외 연구는 남성에게 결혼이 임금 상승과 관련되어 있다는 사실에는 동의하지만 그 원인에 대해서는 다양한 주장이 존재하고 그를 뒷받침하는 증거들도 각각 찾아볼 수 있는 것이 사실이다. 전체적으로는 결혼이 가정 내 분업을 통해서 혹은 동기 부여를 통해 남성 근로자의 생산성을 높인다는 가설에 대한 지지가 우세한 것처럼 보이지만 그에 동의하지 않는 연구자도 많다. 우리나라에서는 아쉽게도 아직 본격적인 연구가 이뤄지지 않고 있다.

III. 실증 모형 및 자료

이 논문에서 사용된 실증모형은 Mincer형 임금방정식에 결혼 경험 변수가 추가된 다음과 같은

회귀모형이다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 d_{it} + \gamma X_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

위 식에서 d_{it} 는 개인 i 의 시점 t 에서의 결혼 경험을 나타내는 더미변수이다. 결혼경험 외 설명변수 X_{it} 에 포함되는 것은 연령 및 제곱, 노동시장 경력년수 및 제곱, 현재 직장의 근속년수 및 제곱, 학력 더미변수, 정규직 여부, 업종 중분류 더미변수, 직종 중분류 더미변수, 종사상 지위, 사업체의 소재 시도 더미변수, 사업체의 규모이다. δ_t 는 시간 고정효과이다. 추정은 남성과 여성을 따로 하며 개인 고정효과 α_i 를 포함하지 않은 pooled OLS (POLS) 모형과 고정효과를 포함한 within 모형을 추정하여 비교한다.

고정효과가 누락된 POLS 모형에서 β_1 은 연령, 경력, 근속기간, 학력, 업종, 직종, 종사상 지위, 사업체의 소재 시도 및 규모, 정규직/비정규직 상태가 동일하나 결혼 경험이 있는 근로자와 없는 근로자 간 종속변수의 차이를 나타내는 계수이다. 고정효과가 포함된 within 모형에서 β_1 은 동일한 근로자의 미혼 상태와 기혼 상태 간 종속변수의 차이를 나타내는 계수가 된다. 결혼 경험에 영향을 주는 관측되지 않는 차이(예를 들어 가족배경, 신체조건 등)가 종속변수에도 영향을 준다면 POLS 모형의 추정 결과와 within 모형의 추정 결과가 상당히 다를 것이다.

모형 (1)의 종속변수는 기본적으로 로그시간당임금이지만 결혼 경험이 임금에 주는 영향을 설명하기 위하여 교육훈련을 경험했는지 여부, 일자리 만족 여부, 일 만족 여부, 같은 직장을 유지하였는지 여부, 직위가 변경되었는지 여부를 종속변수로 하여서도 모형을 추정한다.

분석 자료는 한국노동패널 5차부터 20차 조사의 전일제 임금근로자 자료이다. 시간당임금은 만 원 단위의 월평균 임금(p**1642)을 주당 근로시간×4.3으로 나눈 값이다. 교육훈련 경험 여부는 지난 조사 이후 취업, 창업 또는 업무능력 향상을 목적으로 하는 교육이나 직업훈련을 받은 경험이 있거나 현재 받고 있으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 변수¹⁾이다. 일자리 만족 여부는 주된 일 자리에 대해 전반적으로 매우 만족스럽거나 만족스럽다고 응답하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 변수²⁾이다. 일 만족 여부는 주된 일에 대해 전반적으로 매우 만족스럽거나 만족스럽다고 응답하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 변수³⁾인데 9차 조사부터만 사용할 수 있다. 같은 직장을 유지하였는지 여부는 한국노동패널의 직업력 자료에서 조사 당시의 주된 일자리가 지난 조사에서도 보유한 일자리(jobcens=1)이면 1, 지난 조사에서 보유하지 않은 일자리(jobcens=3)이면 0인 변수이다. 직위 변경 여부는 한국노동패널의 직업력 자료에서 주된 일자리에서의 직위가 지난 조사 이후 변경(j136=2)되었으면 1, 변경되지 않았으면(j136=1) 0의 값을 갖는 변수이다.

결혼경험은 혼인상태(p**5501)가 결혼을 한 적이 없으면 0, 별거, 이혼, 사별을 포함하여 결혼한 경험이 있으면 1의 값을 갖는 변수이다. 경력년수는 직업력 자료를 이용하여 매 조사시점에서 응답자가 16세 이후 실제 일한 기간을 계산한 결과이다. 학력(p**0110)은 무학, 초등학교, 중학교, 고

1) p**4501=1 또는 2이면 1, 3이면 0.

2) p**4321=1 또는 2이면 1, 그렇지 않으면 0

3) p**4322=1 또는 2이면 1, 그렇지 않으면 0

등학교, 전문대학, 4년제 대학, 대학원 석사, 대학원 박사로 구분한다. 근로자의 사업체의 업종은 8차 표준산업분류(p**0330)의 중분류(2자리), 근로자의 직종은 5차 표준직업분류(p**0332)의 중분류(2자리)이다. 종사상지위(p**0314)는 상용직, 임시직, 일용직으로 구분한다. 근로자의 정규직/비정규직 여부는 근로자의 주관적 응답(p**0317)을 따른다. 사업체의 위치(p**0311)는 특별시/광역시/도 단위로 구분하며 사업체의 규모(p**0402, p**0403)는 전체 종업원수를 1-4명, 5-9명, 10-29명, 30-49명, 50-69명, 70-99명, 100-299명, 300-499명, 500-999명, 1000명 이상으로 구분한다.

<표 1>은 식 (1)의 추정에 사용된 표본의 요약 통계량을 보여준다. 종속변수별로 결측치로 인해 표본의 크기가 조금 다르다. 특히 일 만족 변수는 9차 조사부터만 쓸 수 있으므로 표본 크기가 작다. 일 만족 표본을 제외하면 남성 표본의 관측치수는 전체적으로 약 37,800개, 개인의 수는 약 5,950명이며 여성 표본의 관측치수는 약 22,100개, 개인의 수는 약 4,570명이다.

남성의 로그시간당임금의 평균값은 0.094(약 11,000원)이며 여성은 -0.364(약 6,950원)로 여성의 평균 임금은 남성 평균 임금의 약 63% 정도이다. 지난 조사 이후 교육훈련 경험이 있는 남성의 비율은 약 11%, 여성은 약 8.5%이며 직위가 변경된 비율은 남성 4.5%, 여성 1.6%로 남성이 교육훈련이나 직위 변경을 경험할 확률이 여성에 비해 현저하게 높다. 반면에 같은 직장을 유지한 비율은 남성 78%, 여성 71%로 여성의 이직률이 높다. 이러한 성별 격차는 한국 노동시장에 대한 일반적 기대와 별로 어긋나지 않는다. 흥미롭게도 일자리 만족 비율과 일 만족 비율은 남녀 간 차이가 거의 없이 각각 약 34%, 40%로 나타난다.

<표 1>에 나온 설명변수의 요약 통계량을 살펴보자. 결혼을 경험한 비율은 남성 77%, 여성 71%로 남성이 조금 더 높으며 평균 연령은 남성 42세, 여성 40세이다. 남성 근로자의 평균 경력년수는 16년이다. 남성의 노동시장 경험에 단절이 없다고 하면 남성은 평균적으로 26세에 노동시장에 진입한다고 할 수 있다. 반면에 여성 근로자의 평균 경력년수는 11년으로 남성에 비해 거의 5년이 짧다. 평균 근속년수는 남성은 6.9년, 여성은 4.4년으로 2.5년의 차이가 있다. 남성 중 고졸 이하 학력 비율은 47%인 반면 여성은 56%로 남성의 학력이 평균적으로 약간 더 높다. 남성 근로자가 속한 사업체의 업종 중 약 1/3이 제조업이며 여성이 속한 사업체의 업종 중 1/4이 행정, 교육, 보건, 복지사업이다. 남성은 숙련, 기능, 조작, 조립 종사자와 같은 블루칼라 종사자의 비중이 약 40%인 반면에 여성은 (준)전문가, 사무 종사자 비중이 합쳐서 약 50%이다⁴⁾. 상용근로자의 비중은 남성 85%, 여성 80%로 남성이 약간 높고 여성의 사업체는 남성의 사업체보다 서울지역에 소재하는 비중이 약간 더 높다. 사업체의 규모 분포를 보면 남성은 50인 미만과 50인 이상이 약 반반인 반면 여성은 50인 미만이 약 60%, 50인 이상이 약 40%로 남성이 규모가 큰 사업체에서 일하는 비중이 더 높다. (주관적) 고용형태에서 남성은 정규직 비중이 78%, 여성은 67%로 약 10%p 차이가 난다. 이상의 설명변수의 남녀 간 차이는 성별 격차에 대한 일반적 기대에 대체로 부합하는 것으로 보인다.

각 조사차수별 표본크기는 남성은 약 1,740개~2,740개, 여성은 약 1,100개~1,700개이며 최근 차수로 올수록 커진다. 남성 표본의 경우 5차 조사의 비중은 4.6%, 20차 조사의 비중은 7.3%로 약

4) 여성이 많은 사회복지사가 직종에서 전문가로 분류됨.

2.7%p(표본크기로 약 1,000개) 차이가 나고 여성 표본의 경우도 그 차이가 약 2.8%p(표본크기로 약 600개)로 남성 표본과 크게 다르지 않다.

<표 1> 추정 표본의 요약 통계량

| 변수 | | (가) 남성 | (나) 여성 |
|--|----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| (A) 종속 변수의 평균, 표준편차, 총 관측치 수, 개인 수 | | | |
| 로그시간당임금(만 원 단위) | | 0.094 (0.641) [37,783; 5,947] | -0.364 (0.564) [22,120; 4,567] |
| 교육훈련 경험 | | 0.107 (0.309) [37,745; 5,944] | 0.085 (0.279) [22,107; 4,567] |
| 같은 직장 유지 | | 0.783 (0.413) [37,886; 5,960] | 0.709 (0.454) [22,145; 4,573] |
| 직위 변경 | | 0.045 (0.206) [37,782; 5,947] | 0.016 (0.125) [22,120; 4,567] |
| 일자리 만족 | | 0.339 (0.473) [37,563; 5,937] | 0.341 (0.474) [22,003; 4,559] |
| 일 만족 | | 0.402 (0.490) [30,105; 5,324] | 0.408 (0.492) [17,499; 3,967] |
| (B) 설명 변수의 평균, 표준편차, 비중 [로그시간당임금 추정에 사용된 표본] | | | |
| 결혼 경험 | | 0.772 (0.420) | 0.712 (0.453) |
| 연령 | | 41.75 (11.27) | 39.89 (12.21) |
| 경력년수 | | 15.74 (10.65) | 11.01 (7.87) |
| 근속년수 | | 6.90 (7.24) | 4.43 (5.04) |
| 학력 | 고졸 이하 | 0.469 | 0.559 |
| | 전문대 이상 | 0.531 | 0.441 |
| 업종 | 제조업 | 0.324 | 0.217 |
| | 건설업 | 0.133 | 0.021 |
| | 도소매, 숙박, 음식점업 | 0.135 | 0.236 |
| | 서비스업 | 0.288 | 0.212 |
| | 행정, 교육, 보건, 복지사업 | 0.062 | 0.250 |
| | 기타 산업 | 0.059 | 0.064 |
| 직종 | 관리자 | 0.023 | 0.004 |
| | 전문가, 준전문가 | 0.235 | 0.264 |
| | 사무 종사자 | 0.187 | 0.251 |
| | 서비스 종사자 | 0.031 | 0.129 |
| | 판매 종사자 | 0.043 | 0.095 |
| | 숙련, 기능, 조작, 조립 종사자 노무 종사자, 군인 | 0.377 0.105 | 0.141 0.117 |
| 종사상 지위 | 상용근로자 | 0.849 | 0.798 |
| | 임시, 일용 근로자 | 0.151 | 0.202 |
| 사업체 소재지 | 서울특별시 | 0.232 | 0.272 |
| | 경기도 | 0.226 | 0.199 |
| | 기타 지역 | 0.542 | 0.529 |
| 사업체 규모 | 10인 미만 | 0.255 | 0.367 |
| | 10-49인 | 0.262 | 0.255 |
| | 50-499인 | 0.258 | 0.207 |
| | 500인 이상 | 0.225 | 0.171 |

| | | | |
|----------|-------|-------|-------|
| 고용 형태 | 정규직 | 0.778 | 0.673 |
| | 비정규직 | 0.222 | 0.327 |
| 조사 차수 | 5차 | 0.046 | 0.049 |
| | 6차 | 0.047 | 0.049 |
| | 7차 | 0.053 | 0.055 |
| | 8차 | 0.053 | 0.052 |
| | 9차 | 0.057 | 0.056 |
| | 10차 | 0.058 | 0.058 |
| | 11차 | 0.059 | 0.057 |
| | 12차 | 0.067 | 0.063 |
| | 13차 | 0.068 | 0.066 |
| | 14차 | 0.070 | 0.068 |
| | 15차 | 0.070 | 0.070 |
| | 16차 | 0.070 | 0.069 |
| | 17차 | 0.068 | 0.068 |
| | 18차 | 0.071 | 0.071 |
| | 19차 | 0.072 | 0.073 |
| 20차 | 0.073 | 0.077 | |

자료출처: 한국노동패널 5-20차 조사 응답자 중 전일제 임금근로자 표본

주: 괄호 안의 숫자는 표준편차, 꺾쇠괄호 안의 숫자는 표본의 총 관측치수 및 개인 수임.

IV. 결과

1. 남성 전일제 근로자

<표 2>는 남성 전일제 근로자 표본을 이용하여 각 종속변수에 대해 결혼경험의 계수를 추정된 결과를 보여준다. 각 종속변수별로 6개의 모형을 추정하였다. 모형 (1)과 (2)는 통제변수로 연령, 연령의 제곱만을 포함하였다. 이 두 모형은 같은 연령에서 결혼경험에 따른 종속변수의 평균 차이를 추정하기 위한 것이다. 모형 (3)과 (4)는 인적자본의 대리변수로 경력년수와 그 제곱, 근속년수와 그 제곱, 학력을 통제하였다. 모형 (3)과 (4)에서는 연령, 관측된 인적자본 특성이 같은 근로자의 종속변수에 결혼 경험이 어떤 영향을 주는지 추정한다. 마지막으로 모형 (5)와 (6)에서는 근로자의 직종, 종사상지위, 고용형태와 사업체의 업종, 소재지, 규모를 추가로 통제하였다. 근로자의 연령, 인적자본, 직업, 사업체의 특성을 통제하고도 결혼 경험이 종속변수에 영향을 주는지 추정한다. 모든 모형에서 시간 고정효과는 통제한 반면 개인 고정효과는 짝수 열에서만 통제하였다. 즉, 홀수 열의 결과는 POLS 모형을 추정된 결과이고 짝수 열의 결과는 within 모형을 추정된 결과이다.

<표 2>의 (A)행의 결과에서 남성 전일제 임금근로자의 경우 결혼경험에 따라 임금에 유의한 차이가 있음을 볼 수 있다. 개인 고정효과를 통제하지 않은 홀수 열의 결과를 보면 (1)열에서 연령만을 통제한 경우 결혼 유경험자와 무경험자 사이에 무려 평균 29%의 임금 차이가 난다. 그러나 임금이 높은 사람 또는 임금이 높을만한 특성을 가진 사람에 대한 수요가 결혼 시장에서 높을 가능

성이 크기 때문에 (3)열과 (5)열에서 인적자본, 직업, 사업체의 특성을 통제한 결과를 볼 필요가 있다. 인적자본 변수를 통제한 (3)열의 결과에 따르면 결혼경험이 있는 사람이 미혼인 사람보다 임금이 평균 20%가 더 높다. (1)열의 추정치보다는 작지만 여전히 차이가 상당하다. 직종, 고용형태, 사업체의 특성을 추가로 통제한 (5)열의 결과에서는 결혼경험의 차이가 임금에 주는 영향이 평균 13%로 줄어들지만, 이 차이는 여전히 고졸자와 4년제 대졸자 간 임금격차(약 16%)에 필적하는 수준이다.

그런데 결혼 경험자와 미혼자 사이에 임금에 영향을 주는 관측되지 않은 특성이 차이가 날 수도 있다. 예를 들어 신체조건, 건강상태, 성격 등 조사 자료에서는 관측되지 않지만 결혼 시장에서 가치 있는 특성이 노동시장에서도 가치가 있을 수 있기 때문이다. 이런 관측되지 않은 특성을 통제 한 결과가 개인 고정효과를 통제한 짝수 열의 결과이다. (A)행 짝수열의 결과로부터 통제변수와 상관없이 결혼경험이 전일제 남성근로자의 임금을 평균 약 6% 올리는 데 기여함을 볼 수 있다. (5)열과 (6)열을 비교해 본다면 노동시장에서 임금을 결정하는 것으로 알려진 관측된 특성을 통제

<표 2> 남성 전일제 임금근로자 표본을 이용하여 결혼 경험 변수의 계수를 추정한 결과

| | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 종속 변수 | (A) 로그시간당임금 [37,783; 5,947] | 0.294*** (0.016) | 0.058*** (0.013) | 0.199*** (0.013) | 0.056*** (0.012) | 0.133*** (0.010) | 0.058*** (0.012) |
| | (B) 교육훈련 경험 [37,745; 5,944] | 0.060*** (0.007) | 0.011 (0.012) | 0.042*** (0.007) | 0.010 (0.012) | 0.022*** (0.006) | 0.007 (0.012) |
| | (C) 같은 직장 유지 ^a [37,886; 5,960] | 0.055*** (0.008) | 0.024 (0.015) | 0.038*** (0.008) | 0.013 (0.015) | 0.017** (0.008) | 0.015 (0.015) |
| | (D) 직위 변경 [37,782; 5,947] | 0.041*** (0.004) | 0.041*** (0.008) | 0.032*** (0.003) | 0.038*** (0.008) | 0.025*** (0.003) | 0.036*** (0.008) |
| | (E) 일자리 만족 [37,563; 5,937] | 0.112*** (0.011) | -0.0004 (0.016) | 0.070*** (0.010) | 0.004 (0.016) | 0.036*** (0.009) | 0.002 (0.016) |
| | (F) 일 만족 [30,105; 5,324] | 0.112*** (0.013) | -0.003 (0.020) | 0.068*** (0.012) | 0.002 (0.020) | 0.031*** (0.011) | 0.002 (0.020) |
| 통제 변수 | 개인 고정효과 | × | ○ | × | ○ | × | ○ |
| | 시간 고정효과 | | ○ | | ○ | | ○ |
| | 연령, 연령제곱 | | ○ | | ○ | | ○ |
| | 경력년수와 제곱, 근속년수와 제곱, 학력 | | × | | ○ ^a | | ○ |
| | 직종, 종사상지위, 고용형태, 사업체 업종, 소재지, 규모 | | × | | × | | ○ |

자료: 한국노동패널 5-20차 조사 응답자 중 남성 전일제 임금근로자 표본

주: 1) 괄호 안의 숫자는 표준오차. (1), (3), (5)열의 표준오차는 개인별로 클러스터링하여 구한 표준오차이며 (2), (4), (6)열의 표준오차는 강건표준오차임. 2) 꺾쇠 괄호 안의 숫자는 종속 변수별 총 표본 크기 및 표본 개인 수임. ^a(C)행의 추정에 사용한 통제 변수에 근속년수는 포함되어 있지 않음. ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

하고도 존재하는 결혼 경험자와 미경험자 간 차이의 절반 정도는 보이지 않는 특성의 차이 때문이라고 할 수 있다. 그러나 관측된 특성과 개인 고정효과를 통제하고도 여전히 6%의 유의한 임금 격차가 남는 것은 주목할 만하다. 이 수치는 Korenman and Neumark(1991)이 NLS 자료를 이용하여 얻은 미국에서의 추정치와 유사하다.

(A)행에서 추정된 결혼의 임금프리미엄을 어떻게 설명할 수 있는가? (B)행에서는 결혼 경험이 교육훈련 경험을 높임으로써 경력이나 근속년수가 같더라도 인적자본의 수준이 더 높아지는지를 보았다. 홀수 열의 결과는 결혼 경험자가 미혼자보다 교육훈련을 받은 경험이 있을 확률이 유의하게 높다는 것을 보여준다. 그러나 개인 고정효과를 통제하면 결혼 후 교육훈련 경험이 있는 비율이 여전히 올라가는 하지만 수량적으로 미미하고 통계적으로 유의하지는 않다. (B)행의 결과는 결혼 경험이 인적자본 투자를 더 늘리는 데 기여한다고 볼 수는 없음을 시사한다.

(C)행에서는 결혼 경험이 같은 직장을 유지할 확률을 높이는지를 보았다. 결혼 후에 근로자가 직장의 안정을 추구한다면 이직이 감소하고 이직이 감소하면서 자료에 나오지는 않지만 비정형화된 교육훈련(예: learning by doing)을 통해 생산성이 올라 임금이 상승할 수 있기 때문이다. (B)행의 결과와 유사하게 (C)행의 홀수 열에서는 결혼 경험자가 미혼자보다 같은 직장을 유지할 확률이 유의하게 높은 것으로 추정되었다. 짝수 열의 개인 고정효과를 통제한 결과에서는 결혼 경험이 직장을 유지할 확률을 높이는 하지만 그 효과가 통계적으로 유의하지 않다. (B)행과 (C)행의 결과를 종합하면 결혼 경험이 남성 근로자의 (관측되지 않은) 인적자본 투자를 늘리는 데 유의한 기여를 한다고 보기는 어렵다고 할 수 있다.

(D)행에서는 결혼 경험이 직위 변경(승진)의 확률을 변화시키는 지 추정하였다. 한국노동패널자료에서 직위 변경의 방향(승진, 평행이동, 하향이동)을 정확히 알기는 어렵지만 대부분 승진의 경우로 보인다. 예를 들어 직위가 변경된 사람들 가운데 지난 조사에서 직위가 사원/직원이었던 사람의 80%는 대리, 주임, 과장, 계장, 반장, 팀장, 차장 등이 되었고, 대리였던 사람의 81%는 과장, 과장이었던 사람의 83%는 차장, 부장, 팀장 등이 되었다.

(D)행의 추정결과에 따르면 전일제 남성근로자가 결혼을 하는 경우 직위 변경의 확률이 유의하게 높아지는 것으로 보인다. 모든 통제변수와 개인별 고정효과를 통제한 (6)행의 결과에 따르면 결혼 후 직위 변경의 확률이 3.6%p 상승한다. 조사 간 직위 변경의 확률이 전일제 남성 전체적으로 4.5%p에 불과한 것을 고려하면 결혼이 직위 변경 혹은 승진에 주는 영향이 매우 크다. 이 결과는 결혼의 임금효과가 일정 부분은 남성 전일제 근로자가 결혼 후 승진하는 확률이 높아지기 때문에 발생한다고 할 수 있음을 시사한다.

결혼이 남성 근로자가 승진할 확률을 높이는 이유에 대해서 정확히 알기 어렵다. 한 가지 가능성은 결혼 후 근로자의 성과나 생산성이 향상되어 승진으로 이어지는 것이다. Korenman and Neumark(1991)은 회사의 내부 인사 자료를 이용하여 분석한 결과를 토대로 이 가능성을 지지하였다. 그런데 사용자가 다른 이유로 결혼한 남성 근로자를 승진을 더 잘 시켜줄 수도 있다. 사용자가 결혼이 지도적 위치에서 필요한 책임감이나 안정을 추구하는 지향의 신호라고 믿거나 단순히 결혼한 사람을 선호한다면 그런 결과가 나올 수 있다.

(E)와 (F)행에서는 결혼이 일자리 만족이나 일 만족 여부에 영향을 주는지를 추정하였다. 결혼 이후에 생산성이나 급여, 직위 등이 올라서 일자리나 일에 대한 만족도가 향상될 수 있다. 그러나 추정결과에서 결혼이 일자리나 일의 만족도에 주는 영향을 찾아보기는 어렵다. POLS 결과에서는 결혼 경험자가 미혼자에 비해 일자리나 일의 만족도가 유의하게 약간 더 높은 것으로 나오지만 개인고정효과를 통제하면 결혼 경험의 계수는 크기도 매우 작고 통계적으로 유의하지 않다.

<표 2>의 추정결과를 종합하면 결혼 경험은 남성 전일제 근로자의 임금을 평균 약 6% 높이며 근로자의 승진 확률 또한 유의하게 약 4%p 높이는 것으로 보인다. 결혼이 근로자의 인적자본 투자를 높일 가능성이 있는 교육훈련에 참여할 확률이나 같은 직장을 유지할 확률도 소폭 높이는 것으로 보이지만 그 효과는 통계적으로 유의하지 않다. 결혼은 일자리나 일의 만족도에 영향을 주지 않는다. 결혼이 근로자의 임금과 승진 확률을 유의하게 높이는 이유는 정확하게 알기 어렵다. Korenman and Neumark(1991)이 주장하는 바대로 결혼이 근로자의 생산성을 높이기 때문에 그런 결과가 나타날 수 있다. 그러나 사용자의 선호에 따른 결과일 가능성도 배제할 수는 없다.

2. 여성 전일제 근로자

<표 3>은 여성 전일제 근로자를 대상으로 결혼 경험이 6개의 종속변수에 미치는 효과를 추정한 결과를 보여준다. 한국 노동시장에서 결혼 경험이 여성의 노동공급에 주는 부정적 효과가 상당히 크기 때문에 <표 3>의 결과는 선택 편의를 고려하여 해석할 필요가 있다.

(A)행의 POLS 추정 결과에 따르면 인적자본 변수나 일자리 특성 변수를 통제하지 않은 (1)열의 결과에서는 결혼 경험자와 미혼자 사이에 임금 차이가 2.5% 정도이고 그 차이가 통계적으로 유의하지 않지만 인적자본 변수나 일자리 특성을 통제한 (3), (5)열의 결과에서는 결혼 경험자가 미혼자보다 임금이 유의하게 4~6% 정도 더 높다. 이는 결혼 경험자가 미혼자에 비해 인적자본 변수나 일자리 특성 변수에서 임금을 낮추는 특성을 갖고 있음을 시사한다. 여성은 남성과 달리 고임금이 결혼의 확률을 낮추기 때문으로 보인다. 개인 고정효과를 통제한 짝수열의 결과에서는 남성과 달리 결혼 경험의 계수가 0보다 약간 작고 통계적으로 유의하지 않아 여성 전일제 근로자의 임금을 높이는 효과가 없음이 발견된다. 여성의 경우 결혼의 임금 프리미엄은 없다고 할 수 있다.

(B)행의 결과는 남성 근로자와 계수 추정치의 크기나 통계적 유의성에서 별 차이가 없다. POLS 추정결과에서는 결혼 경험자가 미혼자보다 교육훈련을 받을 확률이 약간 높은 것으로 나오지만 개인 고정효과를 통제한 결과에서는 그렇지 않다.

(C)행의 결과는 남성과 반대이다. 결혼 경험자가 같은 직장을 유지할 확률은 더 낮다. POLS 추정 결과에서는 통제변수와 상관없이 결혼 경험자가 같은 직장을 유지할 확률이 미혼자보다 약 8%p 더 낮은 것으로 추정된다. 개인 고정효과를 통제하면 그 차이는 더 크게 추정되어 결혼 후 같은 직장을 유지할 확률은 약 15%p 낮아지는 것으로 추정된다. 구체적으로 미혼인 경우 같은 직장을 유지할 확률은 약 82%인 반면 결혼 후 같은 직장을 유지할 확률은 약 67%에 머문다. 즉 여성 전일제 근로자의 30% 정도는 결혼 후 직장을 이동하는 것으로 추정된다.

<표 3> 여성 전일제 임금근로자 표본을 이용하여 결혼 경험 변수의 계수를 추정된 결과

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | |
|-------|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 종속 변수 | (A) 로그시간당임금 [22,120; 4,567] | 0.025 (0.025) | -0.014 (0.019) | 0.063*** (0.018) | -0.015 (0.018) | 0.044*** (0.014) | -0.008 (0.017) |
| | (B) 교육훈련 경험 [22,107; 4,567] | 0.037*** (0.009) | 0.009 (0.016) | 0.043*** (0.009) | 0.009 (0.016) | 0.026*** (0.009) | 0.010 (0.015) |
| | (C) 같은 직장 유지 ^a [22,145; 4,573] | -0.082*** (0.012) | -0.145*** (0.022) | -0.079*** (0.011) | -0.147*** (0.021) | -0.087*** (0.011) | -0.152*** (0.021) |
| | (D) 직위 변경 [22,120; 4,567] | 0.009** (0.004) | 0.010 (0.008) | 0.011*** (0.004) | 0.010 (0.007) | 0.011*** (0.004) | 0.011 (0.007) |
| | (E) 일자리 만족 [22,003; 4,559] | 0.136*** (0.017) | 0.099*** (0.024) | 0.157*** (0.015) | 0.099*** (0.024) | 0.149*** (0.014) | 0.105*** (0.024) |
| | (F) 일 만족 [17,499; 3,967] | 0.129*** (0.019) | 0.114*** (0.031) | 0.148*** (0.018) | 0.113*** (0.031) | 0.137*** (0.017) | 0.114*** (0.031) |
| 통제 변수 | 개인 고정효과 | × | ○ | × | ○ | × | ○ |
| | 시간 고정효과 | | ○ | | ○ | | ○ |
| | 연령, 연령제곱 | | ○ | | ○ | | ○ |
| | 경력년수와 제곱, 근속년수와 제곱, 학력 | | × | | ○ ^a | | ○ |
| | 직종, 종사상지위, 고용형태, 사업체 업종, 소재지, 규모 | | × | | × | | ○ |

자료: 한국노동패널 5-20차 조사 응답자 중 여성 전일제 임금근로자 표본

주: 1) 괄호 안의 숫자는 표준오차. (1), (3), (5)열의 표준오차는 개인별로 클러스터링하여 구한 표준오차이며 (2), (4), (6)열의 표준오차는 강건표준오차임. 2) 격외 괄호 안의 숫자는 종속 변수별 총 표본 크기 및 표본 개인 수임. ^a(C)행의 추정에 사용한 통제 변수에 근속년수는 포함되어 있지 않음. *** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.10

(D)행의 추정결과에 따르면 남성과 달리 결혼 경험이 여성 근로자의 직위 변경에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. POLS 추정결과에서는 결혼 경험자가 직위 변경을 겪을 확률이 약 1%p 더 높고 1% 또는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 그러나 개인 고정효과를 통제한 후에는 계수 추정치의 크기에는 별 변화가 없지만 통계적 유의성은 사라진다. 남성 근로자와 달리 여성 근로자의 승진 확률이 결혼 후에 더 높아진다고 결론 내리기가 어렵다.

(E)행과 (F)행의 추정결과에 따르면 남성과 달리 여성은 결혼 경험자가 미혼자에 비해 일자리나 일 만족도가 POLS 추정결과에서는 13%p~16%p 더 높고 개인 고정효과를 통제하더라도 10%p 가량 더 높다. 예를 들어 (E)행 (6)열의 결과를 이용하여 추정한 결과 미혼일 때는 일자리에 만족할 확률이 약 27%이지만 결혼 후에는 그 확률이 37%로 높아진다. (A)행부터 (D)행까지의 결과로 보아 여성에게는 결혼의 노동시장 프리미엄이 거의 없음에도 불구하고 그런 결과가 나온다는 것은 약간 의외이다. 이 결과는 표본 선택으로 설명이 가능하다. 즉 일이나 일자리 만족도가 낮은 여성은 결혼 후 노동시장에서 이탈하기 때문에 이런 결과가 나타나는 것으로 보인다.

<표 3>의 결과를 종합하면 우리나라 노동시장에서 남성과 달리 여성 근로자에게 결혼의 프리미엄은 존재하지 않는다고 할 수 있다. 남성과 달리 임금이나 승진 확률이 결혼 후에 높아지지 않는 반면 같은 직장을 유지할 확률은 크게 감소한다. 또한 일이나 일자리 만족도가 낮은 여성은 결혼 후 노동시장에서 이탈하는 것으로 보인다.

V. 결론 및 향후 연구 계획

본 연구에서는 우리나라에서 남성과 여성 근로자에게 결혼의 임금 프리미엄이 관찰되는지, 결혼이 근로자의 교육훈련 경험, 이직, 승진, 일자리 만족도, 일 만족도에 어떤 영향을 주는지를 한국노동패널 자료를 이용하여 분석하였다. 분석 결과 남성에게서 결혼의 임금 프리미엄이 관찰되며 남성 근로자의 승진 확률이 결혼 후에 유의하게 높아진다는 결과를 얻었다. 이는 Korenman and Neumark(1991)가 미국에서 얻은 추정 결과와 유사하다. 여성에게서는 결혼의 임금 프리미엄을 찾을 수 없었다.

이 연구는 아직 한국에서 결혼의 임금 프리미엄의 존재와 존재 이유를 분석하기 위한 사실 확인(fact finding)의 기초 연구에 불과하다. 이 연구를 시작으로 향후 우리나라 남성 근로자에게서 관찰되는 결혼의 임금 프리미엄이 생산성의 증가 때문인지, 자기 선택에 의한 결과인지, 사용자의 선호 때문인지, 혹은 의사 관계일 뿐인지 본격 검증하는 연구를 하고자 한다.

참고문헌

- Chun, Hyunbae and Injae Lee (2001), "Why do married men earn more: Productivity or marriage selection?", *Economic Inquiry*, vol. 39, no. 2: 307-319.
- Killewald, A. and I. Lundberg (2017), "New evidence against a causal marriage wage premium", *Demography*, vol. 54: 1007-1028.
- Korenman, S. and D. Neumark (1991), "Does marriage really make men more productive?", *The Journal of Human Resources*, vol. 26, no. 2: 282-307.
- Loh, Eng Seng (1996), "Productivity differences and the marriage wage premium for white males", *The Journal of Human Resources*, vol. 31, no. 3: 566-589.
- 안태현(2010), 「남성의 고용상황과 결혼 형성」, 『노동정책연구』 제10권 제3호: 35-64.
- 윤자영(2012), 「노동시장통합과 결혼 이행」, 『한국인구학』 제35권 제2호: 159-184.
- 최필선·민인식(2015), 「청년층의 취업과 임금이 결혼이행에 미치는 영향: 이산시간 헤저드 모형의 응용」, 『한국인구학』 제38권 제2호: 57-83.