

성별 기대 임금의 격차가 여성의 혼인 결정에 미치는 영향 분석

6조

2014-13315 경제학부 김현세

2014-12761 경영학과 이혜빈

2012-10439 경제학부 박준영

2016-18346 서어서문학과 이지현

2016-17835 경제학부 김다원

초록

본 연구는 노동시장에서 남성 대비 여성의 상대적 지위 상승이 혼인을 감소에 미치는 영향을 실증적으로 분석했다. 여성이 가사 노동을 전담해야 한다는 전통적인 성 역할 규범이 있을 경우, 여성은 결혼 및 출산과 함께 경력에 단절된다. 이 때 여성의 상대적 임금 및 고용률이 상승하면 여성이 체감하는 결혼의 기회비용이 증가할 것이고, 이는 여성의 결혼 유인을 감소시킬 것이다. 광역 시·도 단위의 자료를 이용하여 2·30대 유배우 비율과 성별 평균 임금 비율 및 고용률 비율 사이의 관계를 분석한 결과, 일반적으로 여성의 상대적 임금 상승은 유배우 비율을 감소에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 하지만 여성의 상대적 고용률 상승은 유배우 비율을 유의미하게 감소시키는 것으로 드러났다. 이는 여성들의 경제 활동 참여 기회의 확대가 청년층 여성의 혼인 감소에 영향을 주었음을 암시한다. 한편 성 역할 규범의 보수성이 강한 지역일수록 여성의 상대적 고용률 상승뿐만 아니라 상대적 임금 상승도 유배우 비율 감소에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 노동시장에서 여성의 상대적 지위 상승이 가져오는 혼인 감소의 효과가 전통적인 성 역할 규범을 매개로 하고 있음을 드러내는 것이다.

1. 서론

우리나라는 전 세계에서 가장 낮은 출산율을 기록하고 있는 국가들 중 하나이다. 경제학적 관점에서 출산은 노동 공급과 총수요를 결정하는 주요 요인이다. 그렇기 때문에 갈수록 심화되는 저출산 현상은 한국 경제에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 우리나라의 합계 출산율은 1984년에 대체 출산율 미만의 수준으로 떨어진 후 지속 하락하여 1.08-1.3 수준을 유지하다가 2017년에 역대 최저치인 1.05를 기록하였다. (이상협·이철희·홍석철, 2016) 이는 통계청이 추계한 수준을 훨씬 밑도는 것이다. 출산율과 함께 신생아 수도 급속도로 감소하고 있는 실정이다.

이러한 출산의 급감은 혼인의 감소와 밀접한 연관성을 맺고 있다. 한국 내의 출산의 대부분은 기혼 여성에게서 이루어지기 때문에, 출산율은 유배우 여성 비율 및 무배우 혼인율에 의해 크게 좌우된다. 이철희(2012)에 따르면 1991년부터 2005년 사이에 합계 출산율이 장기적으로 감소한 현상은 전적으로 유배우자 비율의 변화로 설명된다. 이러한 변화가 가장 두드러진 연령대는 20대 후반으로, 해당 연령대에서의 유배우 비율의 감소는 합계 출산율 감소의 약 75%를 설명한다. 이외에도 그리고 20-24세와 30-34세의 유배우 비율 감소는 각각 합계 출산율 감소의 30%, 16%를 설명한다.

<그림 1> 총 혼인건수 및 조혼인율 추이



그림 출처: 총 혼인 건수 및 조혼인율, 통계청

http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1579

혼인 감소가 저출산과 밀접한 관련이 있다는 점에서 혼인을 결정하는 요인에 주목할 필요가 있다. 뿐만 아니라 혼인은 새로운 사회·경제적 단위를 형성시키기 때문에 혼인율이 감소

하는 원인을 분석하는 것은 적지 않은 의미를 지닐 것이다. 남성과 여성이 각각 어떤 이유로 결혼을 포기하거나 미루게 되는지 살펴보는 것도 의의가 있겠지만 본 연구에서는 여성의 결혼 결정 과정에 좀 더 집중하기로 한다. 혼인의 결정은 혼인을 함으로써 얻을 수 있는 편익과 비용의 비교에 따라 결정된다. 만약 여성이 혼인을 함으로써 경제 활동을 포기하고 가사 노동에 전념해야 한다면, 그들이 계속 일을 했을 때 받을 수 있었던 임금은 여성들에게 기회비용으로 받아들여질 것이다.

이러한 사실은 M자형 곡선을 띠는 여성의 경제활동참가율 그래프로부터 알 수 있다. 우리나라 여성의 경제활동참가율 그래프는 미국, 프랑스, 독일 등의 여타 선진국들에서 'n' 형태의 곡선을 띠는 것과 달리, 'M' 형태의 곡선이 나타난다. 이는 혼인 이후의 여성들이 경력 단절의 벽에 직면하는 현실을 반영한다. 가령, 2014년 한국 기혼 여성의 경제활동참가율은 51%를 기록하였는데, 이는 OECD 평균 여성 경제활동참가율인 62.8%를 크게 밑도는 수준이다. (김진하, 2016)

<그림 2> 2011년 한국 여성의 연령대별 경제활동참가율

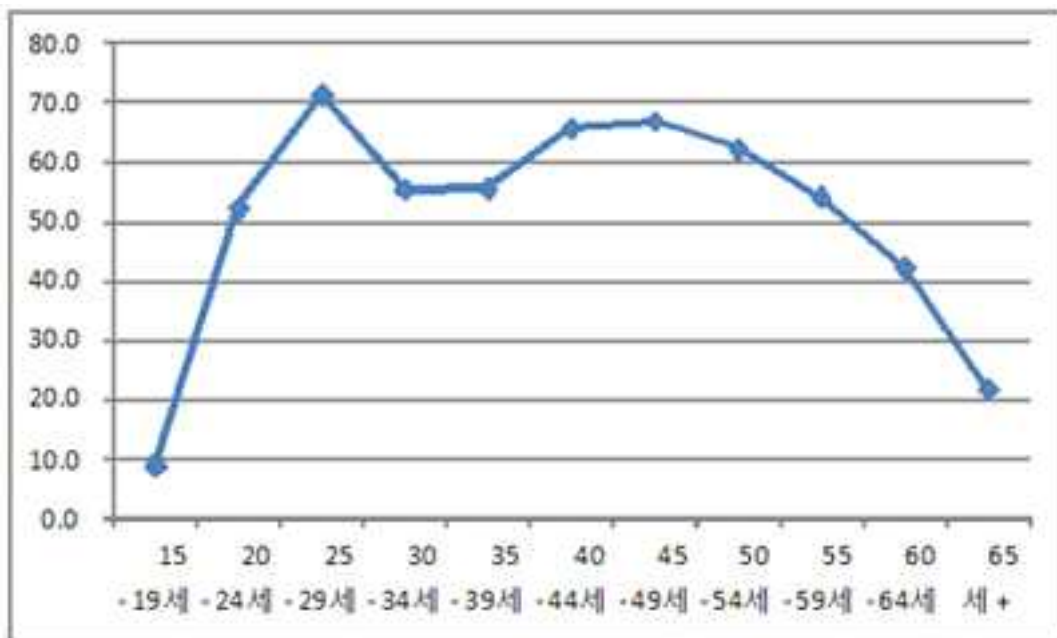


그림 출처: 한현옥(2012)

이러한 맥락에서 결혼을 제쳐두고 자신의 커리어를 계속 가꾸어 나가는 '골드 미스'들이 증가하고 있다. 이들은 혼인과 경제활동 중에서 후자를 우선한 것으로 간주할 수 있다. 골드 미스 현상은 동아시아에서 주로 발견되는 현상이다. 미국에서는 고학력의 여성이 저학력의 여성보다 혼인율이 더 높은 것으로 나타난다. (Jisoo Hwang, 2016) 그러나 동아시아 국가들에서는 이러한 추세가 역전된다. 이는 여성이 가사노동에 집중해야 한다는 전통적 성 역할 규범이 여전히 남아있는 상황에서, 노동시장에서 여성의 지위가 빠르게 상승함에 따라 결혼의 기회비용은 크게 증가했기 때문이다.

통계청 『생활시간조사』에 따르면 여성이 대부분의 가사노동을 도맡아 하고 있다. 맞벌이 가구라도 가사노동에 남성은 하루 평균 1시간 1분, 여성은 그 두 배보다 많은 2시간 43분을 사용하는 것으로 나타났다. 외벌이 가구의 경우에는 남성은 요일 평균 1시간 6분, 여성은 그의 4배에 달하는 4시간 14분을 할애하는 것으로 드러났다. 비슷하게 박종서(2013)에 따르면 가사활동 부담에서 약 70%가 여성에게 편중되고 있다. 여기서 주목해야 할 것은 해당 조사에서 여성들의 가사 노동 부담이 과소평가되었을 가능성이다. 김은지·김수정(2009)에 따르면 시간 일지 방식의 생활시간조사나 서베이 문항 방식의 조사에서 남성은 자신의 가사 노동시간을 과대보고하고 여성은 이를 과소보고하는 경향이 있다. 때문에 여성의 실질적인 가사 노동 부담은 실증 연구 결과에서 드러나는 것보다 더 클 수 있다. 그리고 이러한 결과들은 여성에게 있어서 일과 가정의 양립이 이루어지기 쉽지 않은 현실을 보여준다.

한국 여성이 직면하는 혼인과 경제활동의 상충관계를 감안할 때, 남성 대비 여성의 상대적인 노동시장 성과는 여성의 혼인 결정에 있어서 중요한 요인으로 작용할 것을 짐작할 수 있다. 이에 따라 본고에서는 남성 대비 여성의 임금 수준 상승이 결혼 유인을 감소시키는 방향으로 작용할 것이라는 가설을 세우고 이를 검정하기 위해 한국의 데이터를 바탕으로 실증 분석을 진행하였다.

2. 선행연구

경제학적 관점에서 결혼을 분석한 대표적인 선행연구로 Becker(1973)의 논문이 있다. Becker는 남성 대비 여성 임금이 상승하면 결혼으로부터 얻는 이익이 감소하고, 이는 결과적으로 결혼할 유인을 줄인다고 보았다. 아래는 Becker가 그의 논문에서 사용한 분석모형을 간소화한 것이다.

$$\begin{aligned} \max Z &= f(X, t_m, t_f) \\ s.t. \quad w_m l_m + w_f l_f + v &= \sum_{i=1}^n p_i x_i \\ l_j + t_j &= T_j, \quad j = m, f \\ F.O.C. \quad \frac{MP_{t_m}}{w_m} &= \frac{MP_{t_f}}{w_f}, \quad \frac{MP_{x_i}}{p_i} = \frac{MP_{t_j}}{w_j} \end{aligned}$$

Z : household production, X : market goods (i), v : property income
 l : time of labor in market sector t : time of labor in non-market sector

Becker는 복합재(Z) 개념을 도입한다. 우리는 가정을 꾸림으로써 다양한 것을 얻을 수 있다. 식사의 질을 높이거나, 출산을 통해 아이를 얻거나, 부부 사이에서 우정이나 사랑을 얻는다. Becker는 이와 같은 요소들을 가정에서 나오는 생산물이라 보고, 그것들을 가중 평균하여 Z 라는 복합재로 표현한다. 모든 의사결정 주체는 시장 재화와 시간이라는 두 요소를 투입하여 Z 를 최대로 산출하고자 한다. 극대화 문제 및 일계조건은 위와 같다. 미혼일 경우 상대방의 시간 투입은 없고, 시장 재화와 스스로의 시간만을 이용하여 Z 를 생산한다. 이 때 반드시 두 부부의 시간이 결합되어야만 생산할 수 있는 아이와 같은 요소는 생산되지 않는다.

$$I^F = Z^m\left(\frac{E(w^F)}{E(w^M)}, X^F, X^M\right) - Z^{um}(X^F)$$

$$\frac{dZ^m}{d\left(\frac{E(w^F)}{E(w^M)}\right)} < 0$$

$I^F > 0$ 이면 혼인, $I^F < 0$ 이면 비혼

I : incentive to marry, X : other relevant factors

Becker의 이론을 이와 같은 식으로 간단하게 정리해볼 수 있다. 이 식에서 I 값이 0보다 크면 결혼할 유인이 생길 것이다. 결혼을 통해서 얻을 수 있는 Z 의 상승분 ΔZ (=결혼으로부터 얻는 이익, $Z_m - Z_{um}$)이 클수록 결혼할 유인이 증가할 것이다. 그렇다면 ΔZ 값이 언제 커질지 생각해보자. 미혼일 때 얻을 수 있는 최대 Z 인 Z_{um} 가 일정하다고 가정하면, 한 사람이 결혼을 했을 때 얻을 수 있는 최대 Z 인 Z_m 이 크면 클수록 ΔZ 값이 증가한다. 여기서 Z_m 은 남성 대비 여성 임금이 낮을수록 커진다. 위 일계조건에 따르면, 각 성별의 임금 대비 한계생산물이 서로 일치하는 경우가 가장 이상적이다. 불일치할 경우에는 임금이 낮은 쪽이

가사노동시간을 늘리고 임금이 높은 쪽이 가사노동시간을 줄여 Z 를 증가시킬 수 있다. 이때 임금 격차가 클수록, 임금이 낮은 쪽이 가사노동에 특화하여 Z 를 더 많이 증가시킬 수 있다. 하지만 반대로 남성 대비 여성 임금이 상승하면, 각자 잘하는 노동에 특화하여 얻을 수 있는 이익이 줄어들고, 따라서 결혼하여 가정을 합칠 유인도 적다.

Becker는 논문에서 상대적 여성 임금이 상승하는 경우를 예로 들어 설명했지만, Becker의 이론은 엄밀히 말해 성별에 대해 중립적이다. 여성 대비 남성의 임금이 낮다면 Z_m 을 극대화하기 위해 여성이 아닌 남성이 가사노동시간을 늘릴 것이기 때문이다. 하지만 현실에서는 그런 방식으로만 가사노동 분담이 이루어지지 않는다. 가부장적 성 역할 규범이 있을 경우, 여성의 임금이 남성보다 높더라도 여성이 가사노동을 전담할 수 있다. 보수적 성 역할 규범이 있는 사회에서는 Becker가 예측한 것과 다른 방향으로 임금 격차가 혼인율에 영향을 줄 수 있기 때문에 다른 설명 방식이 필요하다.

성 역할 규범, 남녀 임금 비율 그리고 혼인 간 관계를 살펴본 연구로는 Bertrand, Kamenica and Pan(2015)의 논문이 있다. 이들은 한 가정에서 여성의 소득이 차지하는 비중이 $1/2$ 를 넘는 경우가 드물다는 것에 주목하였고, 그 원인이 성 역할 규범에 있음을 지적하였다. 성 역할 규범은 구체적으로 여성의 소득이 남성보다 높으면 안 된다거나 여성이 가사노동을 전담해야 한다는 생각 등이다. 이 연구는 이러한 성 역할 규범이 결혼 시장 및 여성의 노동 시장 참여율에 영향을 줄 수 있음을 보였다. 또한 성 역할 규범이 강한 사회에서는, 결혼시장에서 임의로 한 여성과 남성을 선택했을 때 여성의 임금이 남성보다 높으면 결혼이 성사될 가능성이 낮음을 밝혔다. 즉 여성의 임금이 남성보다 높을 확률이 증가하면 그에 따라 혼인율이 감소할 것이라는 것이다. 그리고 기혼 여성의 잠재적 소득이 배우자보다 높더라도, 여성은 일을 하지 않고 가사노동에 집중할 가능성이 높았다.

남녀임금비율과 혼인율 사이의 관계에 관한 두 선행연구는, 모두 남성 대비 여성 임금의 증가가 혼인율을 감소시킨다고 보았다는 공통점이 있다. 그런데 같은 결론을 내리는데 사용된 근거는 달랐다. Becker는 상대적 여성 임금이 상승하면서, 결혼을 통해 얻게 되는 이익이 감소하기 때문에 결혼할 유인이 감소한다고 보았다. 반면 Bertrand, Kamenica and Pan은 성 역할 규범의 영향으로 사람들이 여성의 임금이 남성보다 높은 상황을 꺼리기 때문에, 여성의 임금이 상대적으로 높을 확률이 커질수록 혼인율이 감소한다고 보았다. 남성 대비 여성의 임금이 평균적으로 상승하는 것은 결국 결혼시장에서 전반적으로 여성의 임금이 높을 확률이 커지는 것과 같다. 즉 여성의 상대적 노동시장 성과 개선이 혼인율의 감소에 영향을 주는 것이다.

성별에 따른 상대적 노동시장 성과 이외에도 결혼에 영향을 미치는 요인에 대한 다양한 연구가 이루어졌다. 여성의 경우 소득이 없는 집단이 가장 높은 혼인 확률을 보이며 소득이 높은 자영업자가 정규직 근로자에 비해 결혼할 확률이 낮은 것으로 나타났다. 반면 남성의 경우 높은 소득은 결혼 시장에서 매우 유리하게 작용하는 것으로 관찰되었다. (Nakosteen and Zimmer, 1997) 여성의 경제적 자립은 결혼 가능성을 감소시킨다는 비슷한 연구 결과도 있었다. (Sassler and Schoen, 1999) 한국에서도 사회·경제적 자원과 혼인의 관계에서 남성은 정의 관계를 여성은 역의 관계를 띠는 것으로 관찰되었다. (이연주, 2016) 또한 교육 수

준의 증가는 남성의 혼인에 긍정적인 영향을, 여성의 혼인에 부정적 영향을 주는 것으로 드러났다. 그러나 여성의 인적 자본 수준이 여성의 결혼 시기를 늦출 뿐, 결혼 가능성을 낮추는 것은 아니라는 연구 역시 존재한다. (Oppenheimer, Kincade and Lew, 1995)

한편 경제적 안정성 및 그에 대한 전망이 개인이 결혼을 미루거나 기피하게 하는 주요한 요인으로 작용할 수 있다는 연구가 있었다. 이삼식 등(2005)에 따르면 실업 및 고용 불안정성은 성인 남녀가 혼인을 미루거나 포기하는 중요한 요인으로 드러났다. 특히 사회·경제적 지위와 혼인 사이 양의 상관관계가 큰 남성에게서 고용 불안정성 증대에 따라 초혼 연령이 큰 폭으로 상승하였으며, 이에 따라 여성의 초혼 연령도 상승하는 것으로 나타났다. (오창섭·최성혁, 2012) 한편 전세 가격이 상승하는 시기에 혼인이 줄어든다는 실증 연구 결과 역시 존재한다. (이상호·이상, 2010) 특히 혼인은 주택 매매 가격 지수보다는 전세 가격 지수와 높은 상관관계를 보이는 것으로 나타났다.

마지막으로 높은 성비는 여성의 혼인 확률을 높인다는 연구 결과가 있다, (Angrist, 2002) 높은 성비는 결혼 시장 내에서 여성 시장의 희소성을 높여 여성이 조금 더 우호적인 환경에서 혼인을 성사시킬 수 있다는 것이다. 한국의 실증 연구에서는 불균형한 성비가 초혼 혼인율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았던 것으로 나타났다. (성낙일·이혜경·조동혁, 2012)

3. 분석 방법과 자료

위와 같은 가설을 검정하기 위하여, 광역 시·도 단위 수준에서 회귀 분석을 진행하였다. 국내 광역 시·도의 표본은 세종시를 제외한 16개로, 표본의 수가 적다는 문제점이 있다. 그럼에도 불구하고 광역 시·도 단위에서 회귀 분석을 진행하는 까닭은 시·군 단위에서 구할 수 있는 자료의 범위가 한정적이며, 개별 지역 당 표본 수가 적어 측정 오차가 크게 나타나기 때문이다. 또한 일련의 경제활동이 시·군 단위가 아닌 대도시를 중심으로 한 광역 경제권 단위로 이루어짐을 고려할 때, 광역 시·도 단위에서의 분석은 보다 정합성 있는 결과를 도출할 수 있다는 장점이 있다. 이러한 이유로 본고에서는 광역 시·도 단위에서의 회귀 분석 결과를 중심으로 논의를 진행할 것이며, 기초 시·군 단위에서의 분석은 민감도 분석으로 제시될 예정이다.

회귀 분석에 사용된 회귀 식은 아래와 같다.

$$r_{i,t} = \alpha + \beta \frac{w_{i,t}^{F, UM}}{w_{i,t}^M} + \gamma \frac{L_{i,t}^{F, UM}}{L_{i,t}^M} + \delta' X_{i,t} + \mu_i + \xi_t + \epsilon_{i,t}$$

r 은 2·30대 여성 유배우 비율, w 는 2·30대 해당 성별의 평균 임금(월), L 은 2·30대 해당 성별의 고용률, X 는 혼인에 영향을 미치는 다양한 변수의 벡터이다. μ 와 ξ 는 각각 지역과 시간 더미 변수이다. 그리고 ϵ 는 통상적인 오차항을 의미한다. 마지막으로 상첨자 F와 M은 여성과 남성을 의미하고 UM은 미혼을 의미한다. 하첨자 i , t 는 각각 지역과 연도를 의미한다.

이철희(2012)에 따르면 1991년부터 2009년까지 여성 유배우 비율이 가장 큰 폭으로 감소한 연령대는 20대와 30대였으며, 그 이상의 연령대에서의 유배우 비율은 큰 변동을 보이지 않았다. 이는 경제적 기회의 증가, 사회적 규범의 변화 등으로 대변되는 일련의 변화가 2·30대에 위치한 여성들이 결혼을 보류하거나 지연시키는 데에 특히 영향을 미쳤으며, 다른 연령에서는 이러한 요인들과 무관하게 결과론적으로 혼인이 성사되었음을 의미한다. 본 연구는 성별 임금 격차가 여성의 혼인 결정에 얼마만큼 유의미한 영향을 미치는지 알고자 하는 데에 목적이 있기 때문에, 2·30대의 여성으로만 분석의 대상을 한정했다. 또한, 연령을 2·30대로 한정할 경우 지역별 인구 구성의 차이를 일정 정도 통제하는 효과를 기대할 수 있다.

한편, 종속 변수로 2·30대의 여성 유배우 비율을 사용하는 것에 비판이 제기될 수 있다. 유배우 비율은 직전 시기에 발생한 혼인만이 아닌 모든 시기에 걸친 누적 혼인을 반영하기 때문이다. 이에 따라 설명 변수의 변화에 따른 혼인율의 변화 정도를 과소 추정할 우려가 있다. 해당 연령의 무배우 혼인율 등을 종속 변수로 사용하는 것이 더 나은 대안일 것이다. 그러나 본고에서는 자료의 한계로 이를 사용하지 못했다. 그리고 여성 유배우 비율을 이용하여 회귀 분석했을 때 유의한 결과가 도출된다면 실제의 효과는 그보다 클 가능성이 높기 때문에, 여성의 경제적 기회의 상대적인 확대가 혼인을 감소시켰을 것이라는 가설을 뒷받침하는 데에 충분할 것이다.

한편, 남녀 평균 임금 비율과 고용률 비율을 함께 설명변수로 사용한 까닭은 성별에 따른 상대적인 기대소득을 고려하기 위해서는 두 변수를 모두 고려할 필요가 있기 때문이다.(이철희, 2013) 그리고 종속변수인 여성 유배우 비율이 2·30대로 한정되었기 때문에, 평균 임금

비와 고용률 비율 역시 2:30대의 것으로 한정하였다. 혼인을 결정하는 기로에 서있는 2:30대 여성이 직면하는 혼인에 따른 기회비용은 동일 연령대에서의 기대소득일 것이기 때문이다.

여성의 평균 임금 및 고용률 산출 시에는 미혼인 여성만을 대상으로 하였다. 그 까닭은 가사 노동의 부담이 주어지는 여성의 경우 혼인 이후 경제 활동 참여 방식이 혼인 이전과 상이하기 때문이다. 이에 따라 기혼 여성의 자료를 포함하여 설명 변수를 구성한다면 내생성(역 인과관계)의 문제가 발생할 수 있다. 반면 남성의 경우에는 미혼과 기혼을 모두 포함하여 평균 임금과 고용률을 산출하였다. 그 까닭은 남성은 여성과 달리 혼인으로 인해 경제 활동 참여 양상이 거의 변하지 않기 때문이다.¹⁾ 또한 앞서 서술하였듯, 남성의 경우 사회·경제적 지위가 낮은 남성이 미혼인 상태로 잔류할 확률이 크기 때문에 미혼만을 포함 시에 음(-)의 표본 선택 편의가 발생할 수 있다. 가령, 2:30대 미혼 남성만을 대상으로 도출된 고용률은 여성 평균 고용률에 비해 평균적으로 4%가 작은 것으로 나타난다. 물론 ‘골드 미스’ 현상을 감안할 때, 표본 선택의 편의는 여성에게도 나타날 수 있다. 즉, 여성의 평균 임금과 고용률 수준을 과대 추정할 우려가 있다. 그러나 역 인과관계를 통제하는 것이 더 중요하다는 판단에 따라 여성의 표본 선택의 편의 문제를 고려하지 않았다.

종속변수로 사용된 광역 시·도별 2:30대 여성 유배우 비율과 설명변수로 사용된 광역 시·도별 2:30대 성별 평균 임금 비율, 고용률 비율은 통계청 『지역별 고용조사』의 2006 ~ 2017년 자료를 이용하여 산출하였다. 『지역별 고용조사』는 2008년을 기점으로 조사 방식이 변경되었다. 2006 ~ 2007년의 조사에서는 전국 60,000가구를 대상으로 행정 구역(광역 시·도 단위), 연령, 교육 정도, 혼인 상태, 종사 직업 및 산업, 월 평균 임금, 경제 활동 상태 등이 조사되었다. 2008 ~ 2017년의 조사에서는 대상이 확대되어 전국 170,000 ~ 200,000가구를 대상으로 행정 구역(시·군 단위까지), 연령, 교육 정도, 혼인 상태, 종사 직업 및 산업, 월 평균 임금, 경제 활동 상태 등이 조사되었다. 조사 기간에 만 15세 이상인 모든 사람(인구주택총조사 기준)을 조사 모집단으로 하여 표본을 추출하였기 때문에, 지역별·연령별 특성을 비교적 대표성 있게 나타내는 자료라고 할 수 있다.

광역 시·도별 2:30대 성별 평균 임금은 단순 평균 임금과 산업별 구성비를 통제한 평균 임금 두 가지를 사용하였으며, 후자의 도출 식은 아래와 같다.

$$w_{i,t}^S = \sum_j \gamma_{j,t}^S \times w_{i,j,t}^S$$

위 식에서 상첨자 S는 성별을, 하첨자 j는 산업을 의미한다. $\gamma_{j,t}^S$ 는 t 시점의 전국 2:30대 S 성별 취업자 중 j 산업 종사자의 구성비를 나타낸다. $w_{i,j,t}^S$ 는 t 시점 i 지역의 2:30대 S 성별 j 산업 종사자의 평균 임금을 의미한다. 이와 같은 평균 임금을 도출한 까닭은 산업 구성비를 통제하지 않은 단순 평균 임금이 경제 주체들의 기대 임금 수준을 과대/과소 추정할 우려가 있기 때문이다.

1) 물론 남성이 혼인을 할 경우 Marriage Premium을 누려 경제적 성과가 개선된다는 연구 결과가 있다. (Bardasi and Taylor, 2008) 그러나 이러한 Premium이 Selection에 의한 것이며 이를 통제하면 Premium이 사라진다는 반박 역시 존재한다. (Ginther and Zavodny, 2001) 때문에 본고에서는 남성에 대한 Marriage Premium이 없는 것으로 간주한다.

기타 설명 변수로는 광역 시·도별 2·30대 성별 평균 교육 연한, 광역 시·도별 2·30대 성비, 광역 시·도별 1인당 GRDP 성장률, 광역 시·도별 청년 실업률, 광역 시·도별 평균 실질 전세 가격이 사용되었다. 광역 시·도별 2·30대 성별 평균 교육 연한은 통계청 『지역별 고용조사』를 통해 계산되었다. 교육 연한을 설명변수로 포함시킨 까닭은 교육 수준이 혼인 결정에 영향을 미치기 때문이며, 또한 평생 소득에 대한 도구 변수로 이용하여 절대적인 소득 수준이 혼인 결정에 미치는 영향을 통제하기 위해서이다. 물론 교육 연한이 평생 소득에 대한 이상적인 도구 변수인지에 대해 논란의 여지가 있으나(김봉근·석재은·현은주, 2013), 본고에서는 교육 수준과 평생 소득이 강한 상관관계를 갖고 있다고 가정하고 이를 사용하기로 한다.

광역 시·도별 2·30대 성비는 통계청 『인구동향조사』의 지역별 성별, 연령별 주민등록연앙 인구 데이터를 이용해 2·30대 인구의 성비를 구하였다. 광역 시·도별 1인당 GRDP 성장률은 통계청 『지역소득』을 이용해 도출하였으며, 광역 시·도별 청년 실업률은 통계청 『경제활동인구조사』의 15-29세 실업률 자료를 사용하였다.

마지막으로 지역별 주거비용을 반영하기 위해 광역 시·도별 평균 실질 전세 가격을 사용하였다. 전세 가격을 사용한 까닭은 매매가의 경우 투기적 수요의 영향을 크게 받으며, 월세의 경우 공과금이 포함되는 경우와 보증금이 높은 경우 등 다양한 형태가 존재할 수 있기 때문이다. 이를 산정하기 위해서 주택정보포털 『평균 주택전세가격』의 지역별 데이터와 한국감정원 『전국 주택가격동향조사』의 평균전세가격지수, 한국은행 『경제통계시스템』의 GDP 디플레이터를 결합해 도출하였다.

<표 1> 광역 시·도 표본의 기술 통계량 1

지역	2·30대 여성 유배우 비율		2·30대 성별 평균 임금 비율		2·30대 성별 고용률 비율		2·30대 남성 교육 연한(년)		2·30대 여성 교육 연한(년)	
	2006	2017	2006	2017	2006	2017	2006	2017	2006	2017
서울특별시	0.52	0.38	0.67	0.74	0.85	0.92	14.27	14.69	14.02	14.85
부산광역시	0.53	0.40	0.72	0.71	0.90	0.94	13.69	14.38	13.60	14.55
대구광역시	0.58	0.41	0.62	0.71	0.89	0.87	13.74	14.28	13.56	14.48
인천광역시	0.63	0.46	0.62	0.71	0.81	0.86	13.47	14.07	13.14	14.10
광주광역시	0.60	0.46	0.62	0.70	0.76	0.75	14.04	14.50	13.72	14.53
대전광역시	0.61	0.48	0.64	0.71	0.88	0.83	14.32	14.74	13.71	14.56
울산광역시	0.71	0.55	0.64	0.64	0.80	0.76	13.50	14.15	13.13	14.35
경기도	0.67	0.50	0.63	0.71	0.81	0.83	13.89	14.22	13.48	14.29
강원도	0.68	0.58	0.59	0.76	0.86	0.87	13.19	14.11	13.16	13.93
충청북도	0.64	0.60	0.68	0.73	0.83	0.81	13.21	13.81	12.88	13.65
충청남도	0.74	0.60	0.61	0.66	0.77	0.76	13.51	13.92	12.95	13.87
전라북도	0.66	0.55	0.69	0.72	0.80	0.72	13.75	14.04	13.37	13.92
전라남도	0.74	0.59	0.60	0.72	0.81	0.80	13.39	13.89	12.94	13.73
경상북도	0.71	0.58	0.60	0.72	0.83	0.83	13.65	13.96	13.20	13.82
경상남도	0.71	0.59	0.61	0.68	0.82	0.80	13.44	14.04	13.16	14.01
제주특별자치도	0.66	0.52	0.73	0.80	0.93	0.86	13.78	14.14	13.46	14.05

평균	0.65	0.52	0.64*	0.71*	0.83*	0.83*	13.68	14.18	13.34	14.17
표본표준편차	0.07	0.07	-	-	-	-	0.33	0.27	0.32	0.35
최댓값	0.74	0.60	0.73	0.80	0.93	0.94	14.32	14.74	14.02	14.85
최솟값	0.52	0.38	0.59	0.64	0.76	0.72	13.19	13.81	12.88	13.65

* 표시가 있는 값은 가중 평균을 의미함.

2·30대 여성 유배우 비율: (20·39세 유배우 여성 인구)/(20·39세 여성 인구)

2·30대 성별 평균 임금 비율: (20·39세 미혼 여성 평균 임금)/(20·39세 남성 평균 임금)

2·30대 성별 고용률 비율: (20·39세 미혼 여성 고용률)/(20·39세 남성 고용률)

자료 출처: 통계청 『지역별 고용조사』

<표 2> 광역 시·도 표본의 기술 통계량 2

지역	성비		전세 가격(억 원)		1인당 GRDP 성장률		청년 실업률	
	2006	2017	2006	2017	2006	2016	2006	2016
서울특별시	102	100	1.95	2.67	4.7%	4.6%	8.8%	10.1%
부산광역시	104	108	1.01	1.26	4.2%	3.9%	8.2%	11.6%
대구광역시	102	111	1.24	1.43	5.7%	1.8%	9.5%	11.5%
인천광역시	103	107	0.91	1.22	5.5%	6.0%	9.2%	10.6%
광주광역시	101	105	1.02	1.16	6.9%	3.7%	10.8%	7.5%
대전광역시	102	108	1.05	1.28	3.8%	6.0%	9.1%	7.7%
울산광역시	103	118	1.14	1.38	3.6%	1.8%	7.2%	8.8%
경기도	102	106	1.25	1.72	4.3%	3.9%	6.9%	10.5%
강원도	112	118	0.73	0.74	6.7%	5.2%	3.8%	8.2%
충청북도	109	115	0.68	0.79	7.8%	6.1%	6.4%	6.5%
충청남도	113	116	0.66	0.74	4.6%	2.3%	6.2%	9.5%
전라북도	111	111	0.66	0.74	6.5%	2.8%	9.8%	9.2%
전라남도	117	115	0.50	0.58	1.2%	4.0%	5.9%	10.2%
경상북도	111	118	0.69	0.69	2.3%	3.7%	8.0%	9.4%
경상남도	107	115	0.78	0.98	4.8%	3.2%	6.3%	8.8%
제주특별자치도	106	107	1.24	1.31	2.5%	6.6%	5.4%	5.7%

평균	106.6	111.1	0.97	1.17	4.7%	4.1%	7.6%	9.1%
표본표준편차	5.0	5.5	0.36	0.52	1.8%p	1.5%p	1.9%p	1.7%p
최댓값	117	118	1.95	2.67	7.8%	6.6%	10.8%	11.6%
최솟값	101	100	0.50	0.58	1.2%	1.8%	3.8%	5.7%

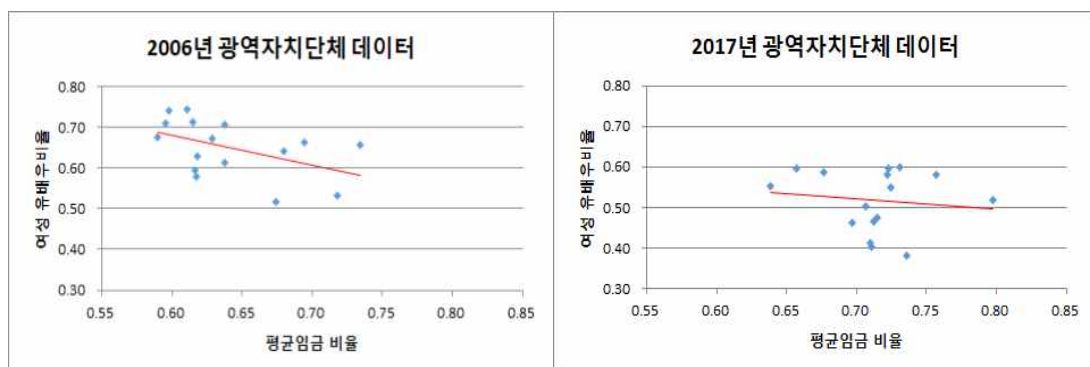
자료 출처: 통계청 『인구동향조사』, 『지역소득』, 『경제활동인구조사』, 주택정보포털 『평균 주택전세가격』, 한국감정원 『전국 주택가격동향조사』, 한국은행 『경제통계시스템』

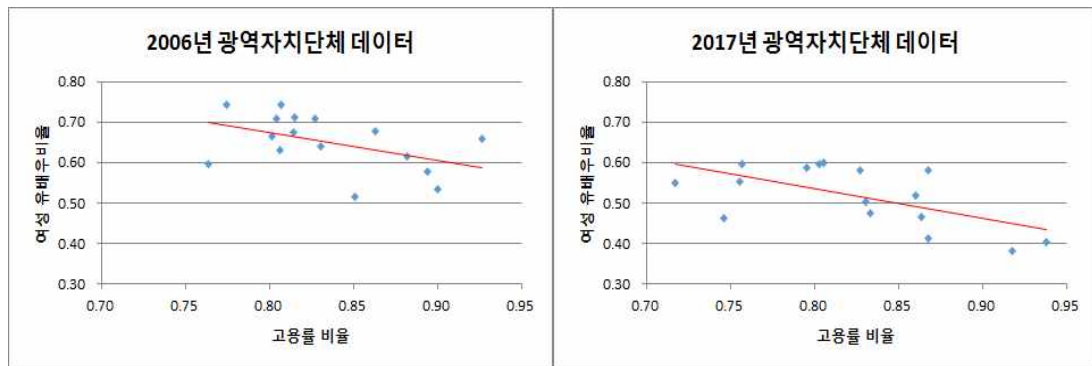
위의 표는 분석에 이용된 주요 변수의 광역 시·도별(세종특별자치시 제외) 2006년, 2017년 (자료가 없는 경우는 2016년)의 표본평균, 표본표준편차, 최댓값, 최솟값을 보여준다. 각 광역 시·도별 2·30대 여성 유배우 비율의 전국 평균은 2006년 0.65에서 2017년 0.52로 하락하였으며, 각 지역별로도 하락 추세를 보인다. 2017년을 기준으로 여성 유배우 비율은 충청남도, 충청북도에서 0.60으로 가장 높았고, 서울특별시에서 0.38로 가장 낮았다. 2·30대 성별 평균 임금 비율의 전국 가중 평균은 2006년 0.64에서 2017년 0.71로 상승했고 지역별로도 상승세를 보였다. 2·30대 성별 고용률 비율의 증감은 지역별로 편차가 있었으나, 전국 가중 평균은 같은 기간 변화가 없이 0.83에 머물렀다.

2·30대 교육 연한은 전국 평균을 기준으로 2006년 남성 13.68년, 여성 13.34년이었으며, 2017년에는 각각 14.18년 14.17년으로 증가하며 남녀 간 격차가 감소하였다. 2017년 남성은 대전광역시에서 14.74년, 여성은 서울특별시에서 14.85년으로 평균 교육 연한이 가장 길었고, 남녀 모두 충청북도에서 평균 교육 연한이 13.65년으로 가장 짧았다. 2·30대 성비의 전국 평균은 2006년 106.6에서 2017년 111.1로 증가하였다. 2017년 기준으로 성비는 울산광역시 118로 가장 높았으며 서울이 100으로 가장 낮았다. 평균 실질 전세 가격은 2006년과 2017년 모두 전라남도가 가장 낮고 서울특별시에서 가장 높았다. 특히 서울특별시의 평균 실질 전세 가격은 두 기간 모두 전체 평균의 두 배 이상이었다. 광역 시·도별 1인당 GRDP 성장률은 2016년 기준 제주특별자치도가 6.6%로 가장 높았고 대구광역시와 울산광역시 1.8%로 가장 낮았다. 청년 실업률은 동 기간 기준으로 부산광역시가 11.6%로 최고치를, 제주특별자치도가 5.7%로 최저치를 기록했다.

위에서 구한 데이터 중 2006년과 2017년의 광역 시·도 데이터를 바탕으로 성별 평균 임금 비율과 성별 고용률 비율에 대한 2·30대 여성의 유배우 비율의 산포도를 그린 결과는 아래와 같다.

<그림 3> 2·30대 성별 임금 비율과 성별 고용률 비율에 대한 여성 유배우 비율의 산포도





예상한 바와 같이 성별 고용률 비율과 성별 평균 임금 비율로 대변되는 여성의 상대적 기대임금은 여성 유배우 비율과 음의 관계가 나타남을 알 수 있다. 이러한 요인들이 갖는 구체적인 효과를 분석하기 위해 다음 장에서 회귀 분석을 진행하기로 한다.

4. 회귀분석 결과

아래 <분석 1>은 앞서 설명한 변수들을 사용하여 2006 ~ 2017년 광역 시·도별 횡단면-시계열 데이터를 지역별 고정효과를 고려하지 않고 연도별 더미변수를 추가하여 WLS(Weighted Least Square — 마이크로 데이터로부터 데이터를 도출하였기 때문에 가중치를 적용) 회귀 분석을 한 결과이다. 이 때 2·30대 성별 평균 임금 비율로는 단순 평균 임금 비율을 사용하였으며, 이외의 설명 변수로는 2·30대 성별 고용률 비율, 청년 실업률과 GRDP 성장률(경제적 여건 및 전망을 반영), 2·30대 남·여 평균 교육 연한, 2·30대 성비, 전세가, 연도별 더미 변수(시간 변화에 따른 혼인 변화 추세를 통제하기 위함)가 사용되었다.

<분석 1> 광역 시·도 수준 WLS 회귀 분석

변수	(1)		(2)	
	종속 변수: 2·30대		여성 유배우 비율	
	계수 추정치	p-value	계수 추정치	p-value
Weighted Least Square				
절편	1.932689	0.000***	1.896162	0.000***
평균 임금 비율	-0.1595579	0.002**	-0.1848819	0.000***
고용률 비율	-0.2398458	0.000***	-0.2171418	0.000***
GRDP 성장률	0.0002534	0.786		
청년 실업률			-0.0084124	0.000***
남성 교육 연한	0.1569451	0.000***	0.1425986	0.000***
여성 교육 연한	-0.2583758	0.000***	-0.2367412	0.000***
성비	0.0030271	0.001**	0.0030718	0.000***
전세가	-0.0038512	0.691	-0.0028551	0.734
연도별 더미	포함		포함	
R-square	0.8863		0.9101	
F-value	72.44	0.0000***	97.36	0.0000***

***: p-value < 0.001, **: p-value < 0.01, *: p-value < 0.05

위의 분석에서 경제 전망에 대한 대리 변수로 (1)에서는 GRDP 성장률을, (2)에서는 청년 실업률을 사용하였다. 두 분석에서 공통적으로 성별 평균 임금 비율과 성별 고용 비율의 계수는 유의한 수준에서 음(-)의 값을 갖는다. 보다 구체적으로 남성 대비 여성의 평균 임금 비율과 고용률 비율의 1%p 증가는 여성 유배우 비율을 각각 0.16 ~ 0.18%p, 0.21 ~ 0.24%p 감소시키는 것으로 나타난다. 그리고 이는 여성의 상대적 임금과 고용 기회의 증가가 여성의 혼인을 감소시키는 요인으로 작용하였음을 의미한다.

한편으로 지역별 청년 실업률과 평균 여성 교육 연한은 음(-)의 계수를, 평균 남성 교육 연한과 성비는 양(+)의 계수를 유의미한 수준에서 보인다. 이는 모두 선행 연구들의 결과와 일치하는 것이다. 즉, 남성의 사회·경제적 지위의 상승과 성비 증가에 따른 여성의 희소성의

증가는 혼인의 확률을 증가시키며, 여성의 사회·경제적 지위의 상승과 부정적인 경제 전망은 혼인 확률을 감소시키는 것으로 나타난다. 이에 반해 GRDP 성장률은 유의하지 않은 것으로 나타난다.(p-value = 0.786) 이는 지역 전반적인 경제 상황보다 청년 실업률로 대변되는 청년 세대가 직면한 경제적 여건이 혼인 결정에 더 큰 영향을 끼쳤음을 방증하는 것으로 볼 수 있다. 또한 지역별 전세가의 계수는 유의하지 않은 것(p-value 각각 0.691, 0.734)으로 나타나는데, 이는 주택 가격이 결혼의 결정에 결정적인 요인이 아니었음을 암시한다.

한편으로 지역별 혼인율의 차이는 지역의 보수성 정도와 같은 관측 불가능한 이질성에 의해 결정될 수 있다. 이러한 이유로 패널 회귀 분석을 시행하는 것이 보다 합당한 접근 방식일 것이다. 가중치를 부과하지 않은 확률 효과 모형과 고정 효과 모형의 추정 결과를 이용하여 Hausman 검정을 실행한 결과, 검정 값은 35.85(p-value = 0.0074)로 유의한 것으로 나타났다. 이에 따라 패널 회귀 분석의 결과는 가중치를 부과한 고정 효과 모형의 결과를 중심으로 제시하기로 한다. 회귀 분석에 사용된 변수는 <분석 1>과 동일하며, 그 결과는 아래의 <분석 2>와 같다.

<분석 2> 광역 시·도 수준 패널 회귀 분석

변수	(1)		(2)	
	종속 변수: 2·30대 여성 유배우 비율			
	계수 추정치	p-value	계수 추정치	p-value
<u>고정 효과 모형</u>				
절편	0.6248353	0.03*	0.6275397	0.024*
평균 임금 비율	0.0411201	0.346	0.0446293	0.301
고용률 비율	-0.1141707	0.021*	-0.1039663	0.03*
GRDP 성장률	0.0005844	0.246		
청년 실업률			-0.0006607	0.575
남성 교육 연한	0.0803685	0.000***	0.09318	0.000***
여성 교육 연한	-0.0692636	0.005**	-0.0868716	0.000***
성비	-0.0007658	0.433	-0.0003264	0.706
전세가	-0.0028604	0.897	0.0038436	0.828
연도별 더미	포함		포함	
R-square	0.2888		0.3766	
F-value	43.09	0.0000***	70.37	0.0000***

***: p-value < 0.001, **: p-value < 0.01, *: p-value < 0.05

위의 결과에서 성별 고용률 비율과 성별 임금 비율을 비롯한 전반적인 변수들의 추정치의 절대적인 크기와 유의성이 <분석 1>에 비해 감소한 모습이 눈에 띈다. 이는 해당 변수들이 혼인에 미치는 효과가 지역 고정 효과로 흡수되었기 때문으로 보인다. 성별 고용률 비율은 여전히 유의한 수준(p-value 각각 0.021, 0.03)에서 음(-)의 계수를 갖는다. 성별 고용률 비율의 1%p 증가는 여성 유배우 비율을 0.10 ~ 0.11%p 감소시키는 것으로 추정된다. 반대로

성별 평균 임금 비율의 계수는 <분석 1>과 달리 유의하지 않은 수준(p-value 각각 0.346, 0.301)으로 전환된 점을 발견할 수 있다. 이러한 결과는 여성의 혼인이 감소하는 데 크게 기여한 요인이 노동시장 참여 기회의 상대적 확대였으며, 상대적 임금의 증가는 중요도가 상대적으로 낮았음을 암시하는 것으로 간주할 수 있다.

또한 특기할 만한 지점은 통제변수인 청년 실업률과 성비의 계수가 유의하지 않은 것으로 변했다는 사실이다. 지역 고정 효과를 통제했을 때 두 변수의 효과가 유의하지 않은 것으로 나타난다는 것에 대해서 여러 가지 설명이 가능할 것이다. 가령 Lee and Lee(2017)에 따르면 성비는 지역별 가치관이나 보수성이 반영된 것으로 볼 수 있는데, 이러한 점에서 지역별 효과를 통제함으로써 성비가 혼인에 미치는 효과가 사라지게 된 것으로 생각해볼 수 있다. 또한 실업률의 경우에도 지역이 가진 근원적 특성에 따라 크기가 일정하게 유지된다면 지역별 더미 변수에 의해 해당 효과가 소멸될 수 있다.

<분석 2>의 결과에서 성별 임금 비율의 계수가 0이라는 귀무가설이 기각되지 못하였다. 이러한 결과가 도출된 까닭은 설명 변수로 사용된 성별 임금 비율이 여성이 실질적으로 직면하는 상대적 임금을 온전히 담아내지 못했기 때문일 수 있다. 이러한 문제점을 보완하기 위해 산업별 구성비를 통제한 성별 임금 비율을 사용하여 고정 효과 모형을 다시 추정해보았다. 이외 사용한 변수는 <분석 2>와 동일하며, 연도별 더미 역시 포함하였다. 분석 결과는 아래 <분석 3>과 같다.

<분석 3> 광역 시·도 수준 패널 회귀 분석 (산업별 구성비를 통제한 평균 임금 비율 사용)

변수	(1)		(2)	
	종속 변수: 2·30대		여성 유배우 비율	
	계수 추정치	p-value	계수 추정치	p-value
고정 효과 모형				
절편	0.8119899	0.005**	0.8101613	0.004**
평균 임금 비율	-0.0239728	0.505	-0.0266048	0.454
고용률 비율	-0.1309331	0.01*	-0.1072009	0.025*
GRDP 성장률	0.0003285	0.508		
청년 실업률			-0.0005788	0.623
남성 교육 연한	0.0950846	0.000***	0.0956526	0.000***
여성 교육 연한	-0.0935894	0.000***	-0.0985666	0.000***
성비	-0.0007806	0.423	-0.0004471	0.615
전세가	-0.0091002	0.642	0.003721	0.834
연도별 더미	포함		포함	
R-square	0.4387		0.4326	
F-value	50.72	0.0000***	70.12	0.0000***

***: p-value < 0.001, **: p-value < 0.01, *: p-value < 0.05

전반적인 계수 추정 결과는 <분석 2>에서의 결과와 유사하다. 성별 평균 임금 비율은

<분석 2>에서와 달리 계수 추정치의 부호가 음(-)으로 전환되었으나, 여전히 유의하지 않은 것으로 나타난다. (p-value 각각 0.505, 0.454) 한편 고용률 비율의 계수의 추정치는 약 -0.13 ~ -0.11로 나타난다. 이는 <분석 2>에서 -0.11 ~ -0.10으로 추정되었던 것에 비해 더 강화된 결과이다. 계수의 유의성 역시 상대적으로 더 커진 모습을 볼 수 있다. 이러한 결과로부터 여성의 혼인 결정에 있어서 보다 결정적인 요인은 임금 수준이 아닌 고용 여건에 있음을 추론할 수 있다.

앞선 논의에서 Bertrand, Kamenica and Pan(2015)는 전통적 성 규범으로 인해 남녀 간 임금 격차의 완화 및 추월이 혼인의 감소를 유발할 수 있음을 지적한 바 있다. 또한 전통적 성규범이 만연한 곳일수록 여성의 가사 노동 편중이 심각하여 여성들이 체감하는 혼인의 기회비용을 더욱 크게 할 가능성이 있다. 이러한 점들을 종합할 때 성비가 큰 지역일수록 임금 비율과 고용률 비율이 갖는 효과가 그렇지 아니한 지역에 비해 클 것임을 짐작할 수 있다.

이와 같은 예상의 유효성을 검증하기 위해 통계청 『인구동향조사』 자료를 참고하여 1990년을 기준으로 성비가 상위 50%인 광역 시·도와 하위 50%인 광역 시·도에 대해 회귀 분석을 진행하였다. 현재 시점에서 혼인의 기로에 놓인 개인들이 자라난 환경의 보수적인 정도는 현재가 아닌 출생 무렵의 성비에 반영될 것이기 때문에 1990년을 기준 시점으로 사용하였다. 한편 이러한 분석에 대해 지역 이동의 가능성을 근거로 비판이 제기될 수 있다. 출생지와 현 거주지가 일치하지 않는 개인이 처한 환경의 보수성의 정도를 현 거주지의 1990년 성비를 이용해 측정하는 것이 합리적이지 않을 수 있다는 것이다. 그러나 자료의 한계로 인해 출생지를 추적할 수 없기 때문에, 개인이 현 거주지의 보수적인 환경에 영향을 받는다는 가정 하에 본 분석을 진행한다. 사용된 변수는 <분석 3>의 것과 동일하며, WLS와 고정 효과 모형 추정을 동시에 진행하였다. 결과는 아래 <분석 4>와 같다.

<분석 4> 성비 고/저 분류에 따른 광역 시·도 수준 패널 회귀 분석

변수	(1)		(2)	
	1990년 성비 상위 50%		1990년 성비 하위 50%	
	종속 변수: 2·30대 유배우 비율			
	계수 추정치	p-value	계수 추정치	p-value
Weighted Least Square				
절편	1.295346	0.002**	2.12032	0.000***
평균 임금 비율	-0.1746684	0.009**	-0.0937811	0.231
고용률 비율	-0.248613	0.021*	-0.1417114	0.062
청년 실업률	-0.012208	0.000***	-0.0063899	0.007**
남성 교육 연한	0.1688145	0.000***	0.1791006	0.000***
여성 교육 연한	-0.2466523	0.000***	-0.2881699	0.000***
성비	0.0064713	0.000***	0.0015181	0.196
전세가	0.069384	0.005**	-0.0103525	0.410

연도별 더미	포함		포함	
R-square	0.9085		0.9323	
F-value	42.45	0.0000***	58.89	0.0000***
<u>고정 효과 모형</u>				
절편	0.928624	0.038*	0.6696997	0.15
평균 임금 비율	0.0117824	0.880	0.114547	0.066
고용률 비율	-0.1116478	0.201	-0.086779	0.198
청년 실업률	0.0007354	0.766	-0.0003808	0.784
남성 교육 연한	0.0477822	0.176	0.0958845	0.001**
여성 교육 연한	-0.0340228	0.415	-0.0828573	0.032*
성비	-0.0038959	0.062	-0.0020629	0.129
전세가	0.0143242	0.747	-0.0034909	0.873
연도별 더미	포함		포함	
R-square	0.0774		0.189	
F-value	22.23	0.0000***	52.59	0.0000***

***: p-value < 0.001, **: p-value < 0.01, *: p-value < 0.05

먼저 고정 효과 모형 추정 결과에서 (1) 성비가 높았던 지역과 (2) 성비가 낮았던 지역을 불문하고 성별 임금 비율의 유의성과 고용률 비율의 유의성이 사라졌다. (p-value 모두 0.05 초과) 이는 이미 적은 표본을 반분하여 고정 효과 모형을 추정하였기 때문으로 보인다. 이러한 문제를 해소하고자 WLS 회귀 분석 결과를 추정하였다. 만약 지역별 더미 변수로 통제하고자 했던 고정 효과가 지역별로 상이한 성 규범, 가치관이라고 한다면, 성비가 높은 지역과 낮은 지역을 분류하여 별도 회귀 분석을 진행할 때 이러한 지역별 고정 효과를 어느 정도 통제할 것으로 간주할 수 있을 것이다.

WLS 회귀 분석 결과 (1) 1990년에 성비가 높았던 지역에서 (2) 1990년에 성비가 낮았던 지역에 비해 성별 임금 비율과 고용률 비율의 효과가 더 강하게 나타난다. (1)에서는 두 변수의 계수가 모두 유의한 수준에서 음(-)의 계수 추정치를 갖는다. (p-value 각각 0.021, 0.009) 해당 지역에서 성별 임금 비율과 고용률 비율의 1%p 증가는 유배우 비율을 각각 0.17%p, 0.25%p 감소시키는 것으로 나타난다. 반면, (2)에서는 계수가 음(-)으로 추정되기는 하였으나 유의하지 않은 것으로 나타난다. (p-value 각각 0.231, 0.062) (1)과 (2)의 결과는 보수적인 지역일수록 성별 임금 비율과 고용률 비율의 효과가 더 클 것이라는 사전 가설에 부합하는 결과라고 할 수 있다.

(1)과 (2)에서는 남성 평균 교육 연한과 여성 평균 교육 연한의 계수 추정치가 매우 유의한 수준에서 각각 양(+)과 음(-)의 값을 갖는 것으로 드러났으며(모두 p-value < 0.001), 추정치의 수준도 비슷하게 도출되었다. (남성 평균 교육 연한은 각 0.17, 0.18, 여성 평균 교육 연한은 각 -0.25, -0.29) 또한 청년 실업률은 (1), (2)에서 모두 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 (p-value 각각 0.000, 0.007), 성비와 전세가는 (1)에서 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. (p-value 각각 0.000, 0.005) 이는 <분석 1>과 마찬가지로 지역별 고정 효과를 통제하지 않았기 때문에 나타난 결과로 사료된다.

민감도 분석을 위해 기초 시·군 수준에서도 고정 효과 모형을 추정하기 위한 회귀분석을 진행하였다. 시·군 수준에서 지역별 2·30대 개인 표본의 수가 광역 시·도 수준에 비해 적기 때문에, 산업별 구성비를 통제한 평균 임금을 도출하는 것은 부적절하였다. 때문에 단순 평균 임금을 성별 평균 임금 비율로 사용하였다. 이외의 설명변수로 2·30대 성별 고용 비율, 2·30대 남·여 평균 교육 연한, 2·30대 실업률, 2·30대 성비, 전세가가 사용되었으며, 연도별 더미 변수가 포함되었다. 기초 시·군 단위의 청년 실업률 자료를 구하는 데 한계가 있었기 때문에 『지역별 고용조사』를 이용해 2·30대 실업률을 추정한 것을 대신 사용하였다. 결과는 아래 <분석 5>와 같다.

<분석 5> 민감도 분석 1 - 기초 시·군 수준 패널 회귀 분석

변수	(1)		(2)	
	종속 변수: 2·30대 유배우 비율			
	계수 추정치	p-value	계수 추정치	p-value
고정 효과 모형				
절편	0.9060806	0.000***	0.8675886	0.000***
평균 임금 비율	-0.0012109	0.925	0.0004688	0.971
고용률 비율	-0.1072072	0.000***		
남성 교육 연한	0.0192437	0.000***	0.0201915	0.000***
여성 교육 연한	-0.0254348	0.000***	-0.0281286	0.000***
청년 실업률	-0.3773937	0.000***	-0.3859302	0.000***
성비	-0.0004824	0.059	-0.0005229	0.044*
전세가	0.012498	0.939	-0.068458	0.679
연도별 더미	포함		포함	
R-square	0.2381		0.2258	
F-value	80.99	0.0000***	81.07	0.0000***

***: p-value < 0.001, **: p-value < 0.01, *: p-value < 0.05

위의 결과에서 이전의 결과들과 유사하게 성별 평균 임금 비율의 계수 추정치는 유의하지 않은 것(p-value = 0.925)으로 드러난다. 성별 평균 임금 비율과 약 0.37의 상관계수를 보이는 성별 고용률 비율을 제외하고 고정 효과 모형을 추정하더라도, 성별 평균 임금 비율의 계수는 여전히 유의하지 않은 것으로 나타난다. (p-value = 0.971) 이와 반대로 성별 고용 비율의 계수는 유의한 음(-)의 값(p-value < 0.001)으로 나타났으며 <분석 2>와 <분석 3>의 고정 효과 모형에서 도출됐던 수준(-0.13 ~ -0.10)과 비슷한 수준인 -0.11으로 추정되었다. 비슷하게 여성 평균 교육 연한은 유의한 음(-)의 값(p-value < 0.001)으로, 남성 평균 교육 연한은 유의한 양(+)의 값(p-value > 0.001)으로 나타난다. 이러한 제반 결과는 이전에 진행되었던 분석의 결과들과 상당히 유사한 것이다.

한편으로 눈에 띄는 지점은 실업률의 효과가 음(-)의 효과로 유의하게 나타났다는 점이다. (p-value < 0.001) 이는 광역 시·도 수준에서 고정 효과 모형을 산출했을 때에는 나타나지 않았던 현상이다. 기초 시·군별 분석에서 실업률과 유배우 비율 간의 상관관계가 강하게 나

타난 까닭은 분명치 않다. 한 가지 가능한 설명은 실업률의 효과가 광역 시·도별 분석에서와 달리 기초 시·군별 분석에서는 지역별 고정 효과에 의해 상쇄될 수 없는 변동성을 갖고 있었던 것으로 생각해볼 수 있다. 한편으로 기초 시·군별 표본 수가 적은 관계로 실업률이 0으로 나타나는 지역이 있는 등 실업률의 측정 오차가 적지 않은 것으로 드러났다. 때문에 이것이 실업률의 계수를 유의하게 만들었을 가능성도 있으나, 그 경로는 불분명하다. 다만 2·30대의 표본 수를 100 이상으로 통제하고, 극단적인 실업률(0.01 미만)을 보이는 지역을 제외했을 때에도 추정 결과는 크게 달라지지 않는다.

또 다른 민감도 분석을 위해 아래와 같이 광역 시·도를 대상으로 추가적인 패널 회귀 분석을 시행하였다. 첫 번째는 종속 변수로 초혼 연령을 사용한 분석이다. 2·30대 유배우 비율과 초혼 연령이 음(-)의 상관을 가짐을 고려할 때, 전반적인 계수 추정치는 앞에서의 분석 결과와 반대되는 부호를 가져야 할 것이다. 두 번째 분석은 혼인의 결정이 시차를 두고 결정된다는 가정을 반영하여 1년 뒤의 2·30대 유배우 비율을 종속변수로 하여 분석한 것이다. 설명변수로 사용된 변수들은 <분석 3>에서의 것과 동일하며, 결과는 아래 <분석 6>와 같다.

<분석 6> 민감도 분석 2 - 초혼 연령과 시차를 둔 유배우 비율에 대한 패널 회귀 분석

변수	(1)		(2)	
	종속변수: 초혼 연령		종속 변수: 시차를 둔 유배우 비율	
	계수 추정치	p-value	계수 추정치	p-value
고정 효과 모형				
절편	28.10518	0.000***	0.4266702	0.112
평균 임금 비율	0.1826015	0.178	-0.0331085	0.328
고용률 비율	-0.235845	0.21	-0.1195306	0.012*
청년 실업률	-0.009072	0.053	0.0004735	0.685
남성 교육 연한	-0.0788249	0.307	0.0903397	0.000***
여성 교육 연한	0.0778222	0.4	-0.0649959	0.006**
성비	-0.0054306	0.139	-0.0005005	0.584
전세가	-0.0338872	0.645	0.0132446	0.472
연도별 더미	포함		포함	
R-square	0.7373		0.1374	
F-value	1508.99	0.0000***	66.21	0.0000***

***: p-value < 0.001, **: p-value < 0.01, *: p-value < 0.05

먼저 초혼 연령을 종속변수로 한 (1)의 결과에서 모든 변수의 계수는 유의성이 없는 것으로 나타난다. (p-value가 모두 0.05 초과) 이러한 결과가 도출된 까닭은 초혼 연령의 변화 추세가 상수항과 연도별 더미로 거의 전부가 설명되기 때문으로 보인다. 상수항과 연도별 더미들의 계수 추정치의 p-value는 모두 0.001 미만으로 추정되었다. 이에 따라, 이전의 분

석들과 일관된 결과가 도출되었는지 검정하기 어렵다.

종속 변수로 1년의 시차를 둔 유배우 비율을 사용할 경우, 동일한 설명 변수를 사용했던 <분석 3>-(2)의 결과보다 더욱 강화된 결과를 도출할 수 있다. 평균 임금 비율의 계수는 두 분석 모두에서 유의성이 없게 나타나지만, <분석 6>-(2)의 분석에서의 p-value 수준이 상대적으로 더 유의한 값을 보이며 계수 추정치도 더욱 강한 음(-)의 값을 갖는다. (계수 추정치 $-0.027 \rightarrow -0.033$, p-value $0.454 \rightarrow 0.328$) 성별 고용률 비율의 계수 역시 <분석 6>에서 더욱 강한 음(-)의 값을 보인다. ($-0.1072 \rightarrow -0.1195$) 이는 혼인의 결정이 시차를 두고 결정된다는 점을 반영할 때 더욱 유의한 결과를 얻을 수 있었음을 암시한다. 그 외에도 남성 교육 연한과 여성 교육 연한은 각각 유의한 수준에서 양(+)과 음(-)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 <분석 3>에서의 분석과 일관된 결과이다.

5. 결과 요약 및 추가 토의

본고에서는 Becker(1973)와 Bertrand, Kamenica and Pan(2015)의 논문에 착안하여 광역 시·도 단위의 자료를 활용한 회귀 분석을 통해 남성 대비 여성의 상대적 기대 임금 수준의 변화가 혼인에 미치는 영향을 분석해보았다. 보다 구체적으로 여성의 상대적 기대 임금 수준을 반영하는 성별 평균 임금 비율과 고용률 비율의 증가는 여성 유배우 비율을 감소시킬 것이라는 가설을 세우고 이를 입증하기 위한 분석을 진행하였다. 남성과 여성의 절대적인 소득 수준이 혼인에 미치는 영향을 분석한 연구는 다수 있어왔으나, 기대 임금 격차를 바탕으로 한 분석은 이전에 한국에서 시도된 바가 없다는 점에서, 본 연구 수행의 의의가 있을 것이다.

WLS(Weighted Least Square) 회귀 분석 결과 2·30대의 성별 평균 임금 비율의 1%p 증가는 2·30대 여성 유배우 비율을 약 0.16 ~ 0.18%p 감소시키는 것으로 나타났다. 그러나 패널 고정 효과 모형을 추정할 경우 성별 평균 임금 비율 계수의 유의성은 사라졌다. 성별 고용률 비율의 계수는 WLS 분석에서 -0.24 ~ -0.22로 추정되었다. 패널 고정 효과 모형을 추정할 경우 계수 추정치의 절댓값은 줄어드는 모습을 보였으나, 유의한 수준에서 -0.13 ~ -0.10 정도의 음(-)의 계수를 유지하는 것을 볼 수 있었다. 이러한 결과가 함의하는 바는 여성의 상대적 기대 임금을 상대적 임금과 상대적 고용률로 분해할 때, 전자보다 후자가 유의미한 영향을 끼쳤다는 점일 것이다. 즉, 임금 수준보다도 여성이 경제적 성과를 낼 수 있는 기회 자체의 확대가 결혼을 억제하는 주요 요인으로 작용하였음을 의미한다.

이러한 결과는 여성의 상대적 고용률의 증가가 한국 사회에 만연한 혼인율 감소의 기제가 되어왔을 가능성을 제기한다. 비록 본고의 분석에 사용된 전국 성별 고용률 비율은 2006년과 2017년에 동일한 것으로 추정되었으나, 중·장기적 시계에서 한국 내에서 여성들의 상대적 고용 여건이 개선되어 왔음을 부정하기는 어려울 것이다. 이로 미루어 볼 때 여성들의 경제 활동 참여 기회의 확대가 청년층의 혼인을 줄이는 원인으로 작용했을 가능성이 크다고 할 수 있다.

한편 성 규범의 보수성이 강한 지역일수록 고용률 비율의 효과가 강하게 나타남은 물론 평균 임금 비율이 유의하게 음(-)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 Bertrand, Kamenica and Pan(2015)의 논지와 부합하는 결과이다. 이들의 논의는 여성이 남성보다 사회·경제적 지위에서 열위를 차지해야 한다는 전통적 성 역할 규범에 따라, 여성의 상대적 임금 수준의 증가는 혼인의 확률을 낮출 수 있다는 것이었다.

이러한 분석 결과로부터 저조한 혼인률의 문제를 극복할 수 있는 실마리를 엿볼 수 있다. 그것은 바로 전통적 성 역할 규범으로부터의 탈피이다. Bertrand, Kamenica and Pan이 제기한 메커니즘이 아니더라도, 여성에게 일방적으로 가사 노동 부담이 편중되는 가족 문화 하에서 여성의 경제적 지위 상승은 혼인의 기회비용을 높여 혼인을 감소시키는 방향으로 작용할 수 있다. 여성의 사회·경제적 지위의 상대적 상승은 거스를 수 없는 추세이며 또한 거슬러서도 안 된다. 따라서 성 역할 규범과 가족 문화가 이러한 사회·경제적 변화를 지체 없이 따라잡는 것은 성차별을 해소하기 위해 필요할 뿐 아니라 인구경제학적으로 긍정적인 결과를 얻기 위해서도 필요하다.

한편으로 본 연구에는 몇 가지 한계점이 있었다. 먼저 자료의 한계로 인해 종속 변수로 2·30대 여성의 조혼인율이 아닌 유배우 비율을 사용한 점이다. 유배우 비율은 매 기 새롭게 발생한 혼인이 아닌 전체 인구의 혼인 상태를 반영하는 것이므로 혼인에 영향을 미치는 변수의 변화에 둔감하게 반응할 수밖에 없다. 이에 따라 본고에서 분석한 상대적 임금 격차의 효과는 실제보다 과소 추정되었을 가능성이 농후하다. 다만 이러한 한계점에도 불구하고 상대적 임금 격차의 효과가 유의하게 추정되었다는 것은, 그것의 실제 효과가 분석 결과보다 훨씬 클 수 있음을 내포한다고 할 수 있다.

비슷하게, 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 기초 시·군 수준이 아닌 광역 시·도 수준에서 패널 회귀 분석을 진행하여야 했다. 적은 표본을 대상으로 회귀 분석을 하게 되면서 유의한 추정치를 얻기가 어려웠다. 만약 관심 있는 변수들을 포함한 시·군 수준의 모수 통계가 있었다면 보다 더 정확한 추정이 가능했을 것이다.

또한 성별 평균 임금 비율과 성별 고용률 비율 산출 과정에도 한계가 있다. 해당 변수를 산출할 때 분자가 되는 여성의 평균 임금과 고용률은 미혼 여성만을 대상으로 산출하였다. 이러한 시도는 기혼 여성의 경우 남성과 달리 혼인 이후 경제 활동의 양상이 변화할 수 있는 역 인과관계의 문제를 해소하기 위해 이루어진 것이다. 그러나 우월한 사회·경제적 지위를 누리는 '골드 미스'들이 많았다면 미혼 여성만을 반영하는 것은 표본 선택의 편의를 불러 일으켰을 가능성이 크다. 따라서 추후에 이러한 문제를 종식시킬 수 있는 추가적인 장치가 추가된다면 본 연구를 보완할 수 있을 것이다.

이외에도 성별 평균 임금 비율과 고용률 비율이 여성이 혼인 결정을 앞두고 경험하는 기회비용을 정확히 포착하는지에 대해서도 의문이 제기될 수 있다. 예를 들어 노동 참여 의사가 일절 없는 사람에게는 노동시장에서 기대할 수 있는 성과가 기회비용으로 다가오지 않을 것이다. 그리고 노동 참여 의사가 없는 사람의 비율이 성별에 따라 크게 차이가 난다면 위와 같이 고용률 격차를 단순 추정하는 것에 오차가 있을 가능성이 있다.

참고 문헌

김봉근·석재은·현은주, 「세대 내 소득탄력성을 활용한 우리나라 세대간 소득탄력성의 추정과 국제비교」, 『국제통상연구』 제18권 제3호, 2013, p. 71.

김은지·김수정, 「성별 가사노동시간 측정: 시간일지와 서베이문항 방식 비교」, 『조사연구』 제 10호, 2009, p. 18.

김진하, 「취업 상태 변화에 관한 동태적 연구: 자녀를 둔 여성의 경우」, 『한국경제연구』 제 34호, 2016, p. 128.

박종서, 「가족 내 가사분담과 성역할 인식에서 나타나는 양성평등 실태」, 『보건복지포럼』 제 199호, 2013, p. 36.

성낙일·이혜경·조동혁, 「우리나라 지역별 성비 불균형과 혼인율」, 『응용경제』 제 14집 제 1호, 2012, p. 187.

오창섭·최성혁, 「저출산 원인의 실증분석: 혼인율 하락과 초혼연령상승의 경제적 요인」, 『복지행정논총』 제 22집 제 1호, 2012, p. 91.

이삼식 외, 『2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사』, 한국보건사회연구원, 2005, pp. 176-284.

이상협·이철희·홍석철, 「저출산 대책의 효과성 평가」, 『한국보건사회연구원』 제 44호, 2016, p. 9.

이상호·이상, 「저출산·인구고령화의 원인: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로」, 『한국은행 금융경제연구』, 2010, pp. 148-158.

이연주, 「고용 특성 및 재산상태와 결혼·이혼으로의 이행」, 『한국노동연구원 1-18차년도 노동패널 학술대회』, 2016, p. 8.

이철희, 「경제적 변화와 아들선호: 한국 여성의 노동시장성과와 출생성비」, 『응용경제』 제15권 제1호, 2013, p. 227.

이철희, 「한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과」, 『한국인구학』 제 35호, 2012, pp. 125-139.

한현옥, 「한국 여성의 경제활동에 대한 고찰」, 한국경제연구원,
http://www.keri.org/web/www/issue_04?p_p_id=EXT_BBS&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p_mode=view&EXT_BBS_struts_action=%2Fext%2Fbbs%2Fview_message&EXT_BBS_messageId=151033, 2012.

Gary Becker, A Theory of Marriage: Part 1, *Journal of Political economy*, 1973, pp. 813-818.

Chulhee Lee and Esther Lee, Son Preference, Sex-Selective Abortion and Parental Investment in Girls in Korea: Evidence from the Year of the White Horse, 2017, p. 2.

Donna Ginther and Madeline Zavodny, Is the Male Marriage Premium Due to Selection?: The Effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage, *Journal of Population Economics* Vol.14(2), 2001, p. 313.

Elena Bardasil and Mark Taylor, Marriage and Wages: A Test of the Specialization Hypothesis, *Economica* Vol.75, 2008, p. 583.

Jisoo Hwang, Housewife, Goldmiss and Equal: The Evolution of Educated Women's Rule in Asia and the U.S., *Journal of Population Economics* Vol.29, 2016, p. 530.

Josh Angrist, How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation, *The Quarterly Journal of Economics* Volume 117 Issue 3, 2002, p. 997.

Marianne Bertrand, Emir Kamenica and Jessica Pan, Gender Identity and Relative Income within Households, *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, p. 588.

Nakosteen, Robert A. and Michael Zimmer. Men, money, and marriage: Are high earners more prone than low earners to marry?, *Social Science Quarterly* 78(1), 1997, p. 66.

Oppenheimer, Valerie Kincade and Vivian Lew, American Marriage Formation in the 1980s: How Important was Women's Economic Independence, Oxford: Clarendon Press. 1995, pp. 105-138.

Sharon Sassler and Robert Schoen, The effect of attitudes and economic activity on marriage, *Journal of Marriage and the Family* 61(1), 1999, p. 147.