

일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 영향: 지역 제조업 고용 비율의 효과*

이 철 희**

이 논문은 시군별 20~44세 인구 제조업 고용인구 비율로 측정된 지역 일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 영향을 분석하였다. 잠재적인 내생성 문제를 제거하기 위해 분석 기간 이전에 각 지역에 건설된 산업단지에 관한 변수들을 도구변수로 활용한 2단계 추정을 시행하였다. 분석 결과는 지역 제조업 고용 비율이 합계출산율, 무배우 여성의 혼인율, 여성 유배우 비율 등에 유의하게 긍정적인 영향을 미쳤음을 보여 준다. 도구변수 추정 결과에 따르면, 제조업 고용 비율이 분석 기간 표준편차(7.45% 포인트)만큼 증가하는 경우 합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 비율이 각각 분석 기간 평균의 4.5~5.0%, 5.1~9.8%, 1.1~4.8% 더 높아진 것으로 추정되었다. 이 연구의 결과는 지역 일자리의 질이 결혼 결정의 주된 요인 가운데 하나임을 시사한다.

핵심주제어: 저출산, 결혼, 일자리의 질, 제조업, 산업단지
경제학문헌목록 주제분류: J, J1, N3

I. 서론

저출산 문제의 심각성이 제기되기 시작한 것은 이미 오래전이지만 근래에 들어 출생아 감소 추이가 더 가팔라지고 있는 것으로 보인다. 한국의 연간 출생아

* 이 연구에 이용된 산업단지에 관한 데이터를 공유해 준 University of Michigan의 홍지연 교수, 연구를 보조해 준 Ohio State University 경제학과 박사과정의 손원근 씨, 서울대학교 경제학부 박사과정의 김형석·노신애 씨에게 감사한다. 이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회분야 중견연구자지원사업의 지원을 받아 수행된 연구이다 (NRF-2020S1A5A2A01040878).

** 서울대학교 사회과학대학 경제학부 교수, 전화: (02) 880-6396, E-mail: chullee@snu.ac.kr

논문투고일: 2023. 5. 3 수정일: 2023. 5. 21 게재확정일: 2023. 5. 27

6 일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 영향

수는 1990년대를 통해 70만 명을 넘는 수준에서 60만 명 선으로 서서히 감소하였고, 2000~2002년 60만대에서 40만대로 급격하게 떨어졌다. 2002년 이후 연간 출생아 수는 2015년까지 대체로 45만 명 수준에서 등락하는 추이를 보이다가 2015년 이후 급격하게 감소하며 2022년 24만 명대를 기록하였다. 이는 반세기 전에 비해서는 약 4분의 1, 10년 전에 비해서는 절반 수준으로 미래세대의 감소 속도가 예상롭지 않다는 것을 확인해 준다. 예상보다 빠른 출생아 수의 감소는 저출산·고령화가 초래할 것으로 예상되는 사회경제적 파급효과를 증폭시킬 것으로 우려된다(이소영 외, 2019; 이철희, 2022).

1990년 이후 출산율이 장기적으로 감소하고 있는 가장 중요한 원인은 점차 늦어지는 초혼연령과 비혼의 증가로 말미암은 유배우 비율의 감소였다(이철희, 2012, 2018). 대다수 신생아가 유배우 여성에게서 태어나는 우리나라의 여건에서 결혼의 감소는 출산율의 감소로 직결된다. 유배우 인구의 비율이 감소하면 결혼한 부부의 출산율이 높아진다고 해도 출산율 증가에 미치는 효과가 줄어들게 된다. 적어도 2012년까지는 유배우 출산율이 높아지면서 출산율 및 출생아 수의 감소를 완화한 것으로 확인된다. 그러나 2012년 이후부터는 유배우 출산율 역시 빠르게 감소하면서 출산율과 출생아 수 감소의 주된 요인이 되고 있다(이철희, 2023).

우리나라의 저출산의 주된 요인으로는 다양한 요인들이 지적되고 있다. 그 가운데 하나는 높은 집값과 주거비용이다. 국내외의 선행연구들은 대체로 주택가격 상승이 주택 미소유자들의 출산율을 낮추는 영향을 미쳤다는 것을 보여 준다. 예컨대, Dettling and Kearney(2014), Aksoy(2016)의 연구는 미국 주택 가격이 상승할 때 주택 보유자의 출산율은 높아졌지만, 미보유자의 출산율은 감소하였다는 결과를 얻었다. 서미숙(2013)의 연구에 따르면, 아파트 주택매매 가격 변화율이 상승할 때 전세로 사는 거주자는 자가 보유자에 비해 출산확률이 감소하는 것으로 나타났다. Han and Lee(2022)의 최근 연구는 주택 가격의 상승이 주택 소유자의 출산확률을 높인 반면, 미보유자의 출산확률을 감소시켰고, 전세 가격의 증가는 전세임차인의 출산확률을 뚜렷하게 감소시켰다는 결과를 제시하였다. 주거비용 상승이 출산율에 미친 효과는 부분적으로 결혼에 미친 효과를 반영할 가능성이 있다. 이철희(2018)의 연구는 시군구별 주택가격지수의 상승이 그 지역의 무배우 혼인율을 낮추었음을 보여 준다. 또한 도난영·최막중(2018)의 연구는 거주지역 주택 가격의 상승이 남성과 여성 모두의 결혼연령을 높이는 요인으로 작용하였음을 보였다.

가정 내에서 남녀 간 불평등과 결혼 및 출산과 관련된 노동시장에서의 여성의 불리함은 여성(특히 고학력·전문직 여성)이 결혼과 출산을 꺼리는 중요한 원인으로 지목된다. Feyrer *et al.*(2018)의 분석 결과는 남성의 가사노동 분담비율이 높아질수록 출산율이 높아진다는 것을 보여 준다. Bertrand *et al.*(2016)의 연구는 여성의 노동시장 참여에 대한 사회적인 규범에 따라 고학력·고숙련 여성의 결혼율 변화가 다르게 나타난다는 것을 보였다. Hwang(2016)의 연구는 빠른 경제성장에 의해 여성의 사회경제적 지위가 상승한 반면 부모 세대의 영향 때문에 문화적인 규범의 변화가 느린 것이 아시아 국가에서 소위 골드미스(gold miss) 현상(고학력·전문직 여성의 결혼 감소)을 설명한다고 보았다.

이 연구가 초점을 두고 있는 요인은 고용과 일자리의 질이다. 노동시장 여건이 결혼과 출산에 미친 영향에 대해서도 적지 않은 연구 결과가 제시된 바 있다. Hill(2015)의 연구는 대공황기였던 1929~1933년 사이 경기 악화로 인해 미국의 혼인율이 20% 감소하였으며, 결혼의 감소는 경기 후퇴가 심하였던 지역에서 더 두드러지게 나타났음을 보였다. Ahn and Mira(2000)의 스페인 자료 분석 결과에 따르면, 남성의 미취업 기간은 결혼의 확률을 크게 낮추었고, 시간제 근무 혹은 임시직 근무도 전일제 상용직 근무에 비해 결혼확률을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. Schaller(2013)의 연구는 미국의 주별 실업률이 1% 상승할 때 결혼율이 1.5% 감소하였다는 결과를 얻었다. Santos and Weiss(2016)의 연구는 미국의 소득 변동성 증가가 1970년부터 2000년까지 결혼연령 증가의 약 20%를 설명한다는 결과를 제시하였다. 미래의 고용불안정성도 출산행위에 부정적인 영향을 미치는 요인으로 작용하였다는 연구 결과들도 발표되었다(Hofmann and Hohmeyer, 2013; Modena, Rondinelli, and Sabatini, 2014; Clark and Lepinteur, 2022).

고용과 일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 효과에 대한 국내 연구도 늘어나고 있다. 안태현(2010)의 연구는 미취업 및 재학 기간 증가로 인한 늦은 노동시장 정착이 남성의 결혼확률을 낮추는 영향을 미친다는 증거를 제시하였다. 시계열 자료 분석에 기초한 이상호·이상현(2010)의 연구는 임시직 비율이 증가할 때 결혼 건수와 결혼율이 감소한다는 결과를 얻었다. 김성준(2015)의 한국노동패널자료 분석 결과는 미취업 남성에 비해 취업 남성의 결혼확률이 1.65배 더 높고, 상용직을 가진 남성은 비상용직 남성에 비해 결혼확률이 1.6배 높다는 것을 보여 준다. 한국보건사회연구원이 실시한 청년세대의 결혼과 출산 동향에 관한 조사 결과를 분석한 조성호·문승현(2021)의 연구는 남편의 일자리가 안정되고 시간적

여유가 있고 가족 친화적일수록 출산 의향이 높아진다는 결과를 제시하였다.

결혼과 출산의 결정요인으로서의 고용 및 일자리 질의 영향을 분석한 선행연구들은 주로 개인의 취업 여부, 고용 형태(상용직 여부 혹은 비정규직 여부), 일자리의 특성(안정성, 근로시간 등)에 관한 변수를 그 지표로 이용하였다. 그런데 개인이 가진 일자리의 질이 그 개인의 행위에 영향을 미칠 수 있는 것처럼, 한국 혹은 지역사회에 존재하는 ‘좋은’ (혹은 나쁜) 일자리의 비중은 다양한 경로를 통해서 그 일자리를 가지지 않은 다른 개인에게도 영향을 미칠 수 있다. 일자리의 질이 개인뿐만 아니라 사회사회의 사회경제적 여건과 결혼시장의 변화를 통해 출산율에 미치는 영향에 대해서도 국외에서 상당수의 연구가 이루어졌다. 노동시장의 장기적인 변화가 결혼과 출산에 미친 영향을 분석한 일련의 선행연구들은 1970년대 이후 미국 제조업의 쇠퇴, 임금 불평등의 증가, 중산층의 감소 등으로 말미암아 ‘결혼할 만한 남성’(marriageable men)이 감소하였으며, 이로 말미암아 대학 중퇴 이하 학력을 가진 인구의 결혼이 빠르게 감소하였다고 주장하였다(Carbone and Cahn, 2014). 실제로 1970년 이후 미국에서는 대졸자에 비해 대학 중퇴 이하의 학력을 가진 인구의 유배우 비율이 훨씬 큰 폭으로 감소하였고, 반대로 저학력 인구의 이혼이 상대적으로 더 빠르게 증가하였다(Lundberg *et al.*, 2016).

Autor *et al.*(2019)의 연구는 지역 일자리 질이 결혼과 출산에 미친 효과를 엄밀하게 분석한 대표적인 사례를 보여 준다. 이 논문은 중국과의 무역경쟁(중국의 생산성 증가와 무역장벽의 완화)으로 초래된 각 지역(commuting zone) 남성의 제조업 고용 비율 감소가 미국의 가족에 미친 효과를 분석하였다.¹⁾ 분석 결과는 중국과의 교역 확대에 야기된 외생적인 충격으로 인한 제조업 고용 비율의 감소가 현재 결혼해 있는 여성의 비율과 출산율을 감소시켰다는 것을 보여 주었다. 또한 제조업 고용 비율의 감소는 지역의 남성 인구를 감소시키고, 남성의 불법행위를 증가시켰으며, 미혼모에게서 태어나는 아동의 비율을 증가시킨 것으로 나타났다.

본 연구의 목적은 한국의 사례를 분석하여 지역 일자리의 질이 결혼과 출산에 미친 효과에 실증적인 증거를 제시하는 것이다. 이를 위해 이 연구와 비슷한 목

1) 이 연구는 1990년부터 2014년까지 기간 동안 통근범위(commuting zone)로 정의한 각 지역에 있어서 중국으로부터의 수입침투(import penetration) 성장률을 해당 지역 노동시장 충격의 지표로 이용하였다. 그리고 이러한 외생적인 공급 측면 노동시장 충격으로 초래된 지역 청년인구의 제조업 고용 비율 변화를 추정하였고, 이 요인이 지역 젊은 여성의 혼인 상태, 출산율, 가구구조, 아동의 양육 형태 등에 미친 효과를 분석하였다.

적을 가지고 수행된 Autor *et al.*(2019)의 연구와 같이 지역 제조업 일자리의 비중을 지역 일자리 질의 지표로 이용하여, 우리나라 시군별 제조업 고용인구 비율이 지역의 합계출산물, 무배우 여성 혼인율, 유배우 비율, 유배우 출산물 등에 미친 영향을 분석하였다. 다만 미국과는 상이한 한국의 특성을 반영하여 다른 분석 방법을 이용하였다. 즉, 미국에 대한 분석에서는 과거 중국과의 무역경쟁으로 초래된 지역 간 제조업 고용 비율의 변이를 도구변수로 이용하여 잠재적인 내생성 문제를 제거하였으나 한국의 경우 그러한 변이를 분석에 활용하기 어렵다. 여기에서는 한국의 지역 제조업 고용 비율이 과거에 비교적 외생적으로 결정되었던 지역 산업단지의 입지, 완공 시점, 규모 등에 의존한다는 사실에 착안하여, 분석 기간 이전 각 시군에 건설된 산업단지에 관한 변수들을 도구변수로 이용한 2단계 추정을 수행함으로써 지역 제조업 고용 비율 변이의 잠재적인 내생성 문제를 제거하고자 시도하였다.

II. 방법과 자료

1. 분석 방법

이 연구에서는 지역의 평균적인 일자리 질을 대리하는 변수로 20~44세 인구 가운데 제조업에 고용된 인구의 비율을 이용하였다. 이는 기본적으로 해당 주제에 대한 가장 유사한 선행연구인 Autor *et al.*(2019)의 방법을 따른 것이다. 한국 노동시장 사정이 미국과 같지는 않지만, 제조업 부문의 일자리는 국내에서도 상대적으로 안정적이고 임금이 높은 일자리로 여겨지고 있다. 제조업 부문 내에 상당한 이질성이 있지만 제조업 전체의 평균적인 임금과 상용직 비율은 이 연구의 주된 분석 기간인 2008년 이후 기간을 통해 비제조업 부문의 평균에 비해 높은 것으로 나타난다.²⁾ 오래전부터 산업단지 건설과 이에 따른 제조업 부문 일자리 확대는 양질의 일자리 공급과 지역 경제의 활성화의 수단으로 인식되었다(Hong and Park, 2016). 오늘날에도 지자체들은 제조업 기업들을 유치하기 위

2) 2021년 하반기 지역별 고용조사 원자료를 이용하여 계산한 20~44세 제조업과 비제조업 종사자의 월 평균임금은 각각 314만 원과 276만 원이었으며, 상용직 비율은 각각 89.7%와 42.3%였다. 또한 2008년 20~49세 취업자의 제조업과 비제조업 월 평균임금은 각각 199만 원과 188만 원이었으며, 상용직 비율은 각각 68.7%와 30.9%로 추정되었다.

해 공장입지에 유리한 조건들을 제시하는 사례들은 제조업이 지역 전체의 고용과 일자리의 질에 미치는 긍정적인 효과를 보여 준다.

다음 절에서는 우선 아래와 같은 회귀식을 이용하여, 시군구별 제조업 고용 비율과 결혼 및 출산의 지표 간의 관계를 살펴보는 단순한 회귀분석을 수행하였다.

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 M_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + \delta_t + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

이 식에서 하첨자 i 는 시군구, t 는 연도를 나타낸다. 그리고 Y 는 시군구별 혼인과 출산의 지표, M 은 시군구별 20~44세 인구 제조업 고용 비율, X 는 1인당 지방세액, 지자체 복지예산 비율, 아동 1,000명당 보육시설 수, 출산지원금 등 각 시군구 특성에 관한 변수, δ 는 연도별 고정효과, θ 는 시군구별 고정효과, ϵ 은 통상적인 오차항을 나타낸다. 모형에는 자녀를 갖는 결정을 한 후 낳을 때까지는 시차가 발생하고, 결혼 역시 결정과 실행 사이 시간적인 간격이 있을 가능성이 높다는 점을 고려하여 이전 연도의 제조업 고용 비율과 지역 특성 변수를 포함하였다. 강건성 검증에서는 평균임금 및 고용률과 같은 지역 노동시장의 추가적인 특성들의 영향도 반영한 모형을 추정하였다.

식 (1)을 이용한 단순한 회귀분석 결과는 잠재적인 내생성으로 말미암은 편의를 포함할 가능성이 있다. 예컨대, 제조업 부문 기업의 입지 및 고용 결정은 노동의 양적·질적 공급 사정을 포함한 지역의 사회경제적 특성에 영향을 받을 수 있고, 이 특성이 해당 지역 주민들의 결혼 및 출산의 결정과 상관되어 있을 수 있다. 만약 지역의 관찰할 수 없는 특성이 청년인구의 제조업 고용 비율 및 결혼·출산의 확률 모두와 양의 관계를 갖는다면, 회귀식 (1)을 추정한 결과는 제조업 고용 비율이 결혼·출산에 미치는 효과를 지나치게 긍정적으로 평가하게 할 것이다.

이 연구에서는 이 문제를 완화하기 위해 도구변수(instrumental variable)를 도입한 2단계 추정 방법(2SLS)을 이용하였다. 도구변수로는 분석 기간 이전 각 지역의 산업단지 설립 여부, 시기, 규모 등과 관련된 변수들을 활용하였다. 1960년대 초부터 한국 정부는 수출주도형 발전전략을 채택하였고, 이를 실행하기 위한 수단으로 공적·사적 투자를 특화된 산업단지 건설에 집중하였다. 그 결과, 1962년부터 1987년까지 전국적으로 총 144개의 산업단지가 건설되었다. 초기 산업단지 건설은 해당 지역의 제조업 고용을 즉각적으로 확대하였을 뿐만 아니라, 단지 조성과 함께 이루어진 각종 인프라 투자로 인한 유리함에 힘입어 이후 추

가로 사업체를 유인하고 제조업 고용이 늘어나는 결과를 가져왔다.

그런데 산업단지 입지 결정은 결혼이나 출산의 요인과는 관련이 적은 요인에 의해 영향을 받았을 것으로 추정된다. 특히 1980년대 말까지의 산업단지 입지 선정에는 중앙정부의 정치적·정책적 고려가 강하게 개입되었던 것으로 보인다. 예컨대, 박정희 대통령 재임 시기에 건설된 국가 산업단지 21개 중 절반 이상은 영남지역에 건설되었으며, 전두환 대통령 재임기에는 농촌 개발정책의 수단으로 대부분의 산업단지를 농촌지역에 건설하였다. 산업단지의 위치와 선거 결과를 결합하여 수행한 한 연구는 정치지도자들이 이전 선거에서 지지세가 약하였던 지역에 산업단지를 배분하는 경향이 있었음을 보여 준다(Hong and Park, 2016). 또한 적어도 1990년대 말 이전까지는 저출산·고령화로 대표되는 인구 문제나 지방 인구감소 문제가 심각하지 않았기 때문에 지역의 인구학적 특성이 산업단지 입지의 중요한 결정요인으로 작용하지 않았을 것으로 판단된다.

우선, 각 시군의 제조업 고용 비율 상관요인 분석을 위하여 아래와 같은 1단계 회귀식을 추정하였다.

$$M_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 C_j + \gamma_2 D_{i,t} + \delta_t + \theta_j + \epsilon_{j,t} \quad (2)$$

이 식에서 하첨자 j 는 시군, t 는 연도를 나타낸다. 그리고 M 은 시군별 20~44세 인구 제조업 고용 비율, C 는 시군별 산업단지 건설 여부, 처음 건립된 산업단지의 규모, 분석 기간 이전까지 건립된 산업단지 수와 같이 시간에 따라 변화하지 않는 변수, D 는 첫 산업단지 건립 이후의 경과 기간과 같이 시간에 따라 변화하는 변수, δ 는 연도별 고정효과, θ 는 시군별 고정효과, ϵ 은 통상적인 오차항을 나타낸다. 이어서 아래와 같은 2단계 회귀식을 추정하였다.

$$Y_{i,t} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 \tilde{M}_{i,t-1} + \tilde{\beta}_2 X_{i,t-1} + \delta_t + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

다른 변수들은 식 (1)에 나와 있는 변수들과 같고, \tilde{M} 은 회귀식 (2) 추정에서 얻어진 제조업 고용 비율의 예측치를 나타낸다. 제1단계 추정에서 도입된 변수들이 결혼과 출산의 요인과는 상관되어 있지 않고 제조업 고용 비율과는 강하게 상관된 적절한 도구변수라면 회귀식 (3)의 추정 결과는 잠재적인 내생성 문제가 제거되거나 완화되고 지역 제조업 고용 비율이 결혼과 출산에 미친 효과를 보여

줄 것으로 기대할 수 있다.

2. 시군구별 무배우 혼인율, 유배우 비율 및 유배우 출산율 자료

본 연구는 혼인과 출산에 대한 적절한 분석을 수행하기 위해 전체 여성이 아닌 혼인 상태에 따라 구분한 여성들의 혼인율과 출산율 자료를 구축하여 이용하였다. 관련된 주제에 대한 연구에서 주로 사용하는 지역의 조혼인율(crude marriage rate)이나 조출산율(crude birth rate)을 이용하는 경우, 지역별 인구 구성의 차이로 인한 편이가 발생할 우려가 있다. 예컨대, 무배우 여성의 비율이 높은 지역에서는 결혼할 가능성이 있는 인구 비중이 높기 때문에, 그렇지 않은 지역에 비해 조혼인율이 높아지는 문제가 발생한다. 이러한 문제가 없는 혼인상태별 혼인율 및 출산율 변수를 추정하기 위해 다음 두 가지 종류의 데이터를 결합하는 작업을 하였다. 첫째, 출산, 혼인 등 인구변동의 요인이 되는 특정한 사건을 경험한 개인 혹은 가구를 모집단으로 하는 인구동태조사를 이용하여 출산율과 혼인율의 분자에 해당하는 여성의 특성별 출산 수와 혼인 건수를 계산하였다. 둘째, 전 국민을 모집단으로 하는 인구 자료(추계인구, 인구센서스, 주민등록자료 등)를 이용하여 출산율과 혼인율의 분모에 해당하는 인구특성별 여성 인구(무배우 인구 및 유배우 인구)를 추계하였다.³⁾

무배우 혼인율은 근래 우리나라 초혼의 대부분을 차지하는 25~39세 무배우 인구를 대상으로 각 5세별 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수 및 25~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수를 추정하여 무배우 혼인율의 지표로 이용하였다. 마찬가지로, 근래 우리나라 자녀 출산의 대부분을 차지하는 25~39세 여성들을 대상으로 하여 각 5세별 여성 인구의 유배우 비율과 25~39세 여성 인구의 유배우 비율을 계산하여 여성 유배우 비율의 지표로 이용하였다. 유배우 출산율의 지표로는 출산의 대부분을 차지하는 25~39세 유배우 여성들을 대상으로 하여 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생아 수를 계산하여 분석에 이용하였다.

3. 시군별 제조업 고용 비율, 평균임금, 산업단지 자료

이 연구에서 고려하는 결혼과 출산의 중요한 독립변수는 지역별 청년인구의

3) 두 가지 데이터를 결합하여 시군구별 무배우 혼인율과 유배우 출산율을 추정하는 방법은 이철희(2018, 2019)에 자세하게 설명되어 있다.

제조업 고용 비율이다. 여기에서는 2008년부터 2019년까지의 지역별 고용조사 마이크로 자료를 이용하여 각 지역 20~44세 인구 중 제조업 부문에 고용된 인구의 비율을 계산하였다. 2008년을 분석의 시작 연도로 설정한 것은 지역별 고용조사가 2008년부터 시작되었기 때문이다. 광역시와 다수의 구로 나뉜 대도시의 경우 다음과 같은 이유로 시 전체의 제조업 고용 비율을 추정하여 분석에 이용하였다. 첫째, 현실적으로 가장 중요한 이유는 지역별 고용조사가 각 시군에 대한 정보를 제공하지만 대도시 지역의 구에 대한 정보를 제공하지 않는다는 것이다. 따라서 가용한 자료를 가지고 구별 노동시장 특성 변수를 추정하기는 어렵다. 둘째, 대도시 지역은 인구에 비해 지리적인 영역이 좁은 편이고 교통통신이 비교적 잘 발달되어 있다. 따라서 광역시 혹은 대도시 전체가 단일한 노동시장에 속해 있을 가능성이 높다. 예컨대, 서울시민 가운데는 자신이 거주하는 구의 경계를 넘어서 일자리를 구하고 통근하는 사람들이 많다. 따라서 광역시 및 대도시의 경우 시 전체의 제조업 고용 비율을 이용하는 것이 합리적일 수 있다.

출산율과 혼인율에 영향을 미칠 수 있는 지역별 특성을 보여 주는 요인으로 보육 여건, 주거비용, 지역의 경제적 여건, 출산지원정책 등을 고려하였다. 실제로 분석에 이용된 변수는 시군구별로 가용한 데이터에 의해 크게 제약될 수밖에 없었다. 보육 여건을 나타내는 자료로는 영유아(0~4세) 1,000명당 보육시설 수를 이용하였다. 보육시설 수는 보건복지부의 보육통계를 활용하였다.⁴⁾ 다음으로 지역의 경제 여건을 분석모형에 고려하기 위해 지방세 자료를 이용하였는데, 이 자료는 행정자치부에서 매년 제공하는 시군구별 지방세 통계를 이용하였다. 출산지원정책을 대리하는 변수로는 지자체별 사회복지예산 자료와 출산지원금 자료를 활용하였다. 사회복지예산은 행정자치부의 지방재정연감으로부터 자료를 구하였으며, 출산지원금의 경우 각 연도 지방자체단체 출산장려정책 사례집을 이용하여 데이터를 구축하였다.⁵⁾

도구변수 추정에 이용된 산업단지에 관한 데이터는 한국산업공단이 펴낸 연보 (Yearbook of Industrial Complexes in Korea)로부터 생성된 것이다.⁶⁾ 이 자료는 한국 내의 모든 산업단지의 지리적인 위치, 지정일, 착공일, 완공일, 입주

4) <http://info.childcare.go.kr/info/oais/openapi/OpenApiInfoSl.jsp>

5) 각 시군구의 평균 출산지원금은 광역지자체와 기초지자체의 각 출생순위별 출산지원금의 일시금 환산액을 더하고, 각 시군구 출생순위별 출생아 수를 가중치로 한 가중평균을 계산하여 분석에 이용하였다.

6) 이 데이터는 미국 University of Michigan의 홍지연(Ji Yeon Hong) 교수에게서 입수하여 분석에 이용하였음을 밝혀둔다.

공장 수, 고용인력 수, 단지의 규모 등에 관한 정보를 제공한다. 애초에 각각의 산업단지를 단위로 하여 생성된 데이터를 연구의 목적에 맞도록 시군별 데이터로 재구성하여 분석에 이용하였다.

4. 기초통계량 및 단순 상관관계

〈표 1〉은 분석에 이용된 시군구별 변수들의 평균과 표준편차를 보여 준다. 결혼과 출산에 관한 결과 지표의 기초통계량은 2009~2020년 기간에 대한 것이고, 제조업 고용 비율 및 기타 시군구별 특성 변수의 기초통계량은 2008~2019년 기간에 대해 추정된 값이다. 분석 기간 시군구별 20~44세 인구 대비 제조업 취업자 비율의 평균은 11.8%로 나타났다. 또한 이 기간 시군구 평균 합계출산율은 1.23, 25~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수는 105.4, 25~39세 여성 인구의 평균 유배우 비율은 62.0%, 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생아 수는 112.9명으로 추정되었다.

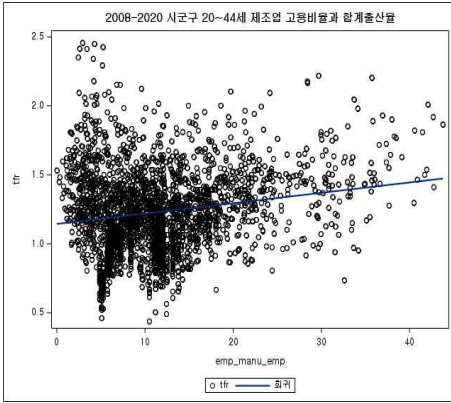
회귀분석을 수행하기에 앞서서 연도 및 시군구별 제조업 고용 비율과 혼인 및 출산 지표 간의 상관관계를 그래프를 이용하여 살펴보았다. 〈그림 1〉의 패널 A에 제시된 결과는 시군별 20~44세 인구 중 제조업 고용인구의 비율과 합계출산율 사이에 양의 상관관계가 있음을 보여 준다. 두 변수 간 피어슨 상관계수는 0.1847($P < .0001$)로 추정되었다. 패널 B에 제시된 바와 같이 시군별 20~44세 인구 제조업 고용 비율과 25~39세 무배우 여성 혼인율도 양의 관계를 보인다(피어슨 상관계수=0.1667, $p < .0001$). 마찬가지로 패널 C의 결과는 20~44세 인구

〈표 1〉 회귀분석에 이용된 시군구별 변수의 평균과 표준편차

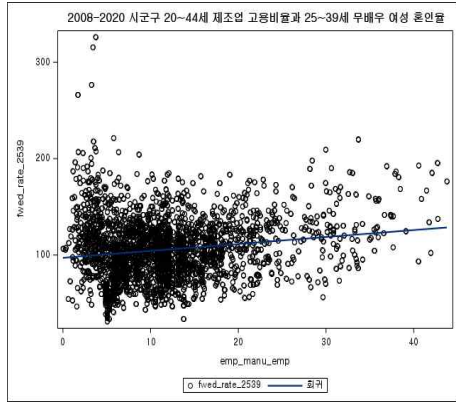
변수	평균	표준편차
20~44세 인구 제조업 고용 비율(퍼센트)	11.7750	7.4512
합계출산율	1.2310	0.2965
25~39세 무배우 여성 혼인율(1,000명당 혼인 수)	105.4259	31.4250
25~39세 여성 유배우 비율(퍼센트)	62.0482	10.8333
25~39세 유배우 여성 조출산율(1,000명당)	112.9301	19.6296
1인당 지방세액(100만 원)	0.8336	0.7785
복지예산 비율(퍼센트)	28.7898	15.0056
보육시설 수(아동 1,000명당)	15.5773	4.3982
지자체 출산지원금(100만 원)	0.9870	1.5542

(그림 1) 2008~2020년 시군구 20~44세 인구 대비 제조업 취업자 비율과
출산 및 결혼 지표 상관관계

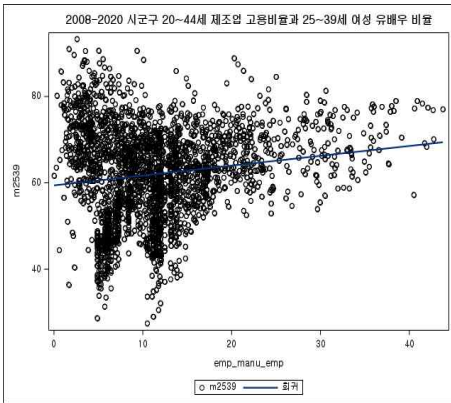
A. 합계출산율



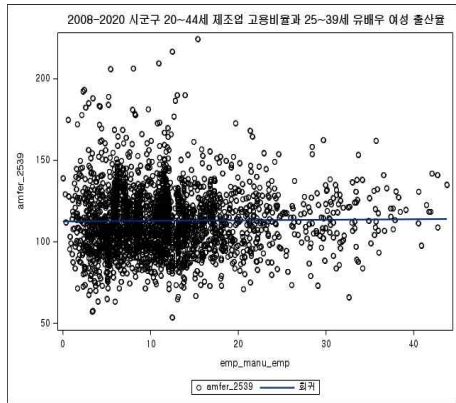
B. 25~39세 무배우 여성 혼인율



C. 25~39세 여성 유배우 비율



D. 25~39세 유배우 여성 출산율



제조업 고용 비율과 25~39세 여성 유배우 비율 간에도 양의 관계가 있음을 보여 준다(피어슨 상관계수=0.1535, $p < .0001$). 반면, 패널 D의 결과는 시군별 20~44세 인구 제조업 고용 비율과 25~39세 유배우 여성 출산율 사이에는 유의한 관계가 발견되지 않음을 보여 준다(피어슨 상관계수=0.0123, $p < .5415$). 이상의 결과는 제조업 고용인구 비율로 측정된 지역 일자리 질이 합계출산율과 양의 상관관계를 나타내고, 이는 유배우 출산율보다는 결혼율과의 관계를 반영할 가능성을 보여 준다.

Ⅲ. 제조업 고용 비율이 혼인과 출산에 미친 영향: 회귀분석 결과

1. 단순한 회귀분석 결과

이 소절에서는 제2절에 제시된 회귀식 (1)을 추정하여 각 시군구의 다른 특성들과 연도 및 시도 고정효과를 통제한 후 시군구별 청·장년 인구의 제조업 고용 비율이 혼인과 출산에 미친 영향을 살펴보았다. <표 2>는 네 가지 모형을 적용하고 합계출산율을 종속변수로 이용하여 수행한 회귀분석 결과를 보여 준다. 모형 1은 제조업 고용 비율만으로 포함하였고, 모형 2는 여기에 1인당 지방세액, 영유아 인구 대비 보육시설 수, 출산지원금 등의 지역 특성 변수를 추가하였다. 모형 3은 이상의 변수에 연도 고정효과를 추가하였고, 모형 4는 여기에 더하여 시도 고정효과도 포함하였다.

<표 2> 지역 제조업 고용 비율과 합계출산율: 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
제조업 고용 비율	0.0078*** (0.0008)	0.0084*** (0.0007)	0.0088*** (0.0006)	0.0096*** (0.0006)
1인당 지방세액		-0.0216*** (0.0062)	-0.0425*** (0.0056)	-0.0120*** (0.0054)
보육시설 수		-0.0044*** (0.0011)	-0.0058*** (0.0010)	-0.0105*** (0.0011)
출산지원금(만 원)		0.0040 (0.0033)	0.0258*** (0.0032)	0.0169*** (0.0030)
절편	1,1389*** (0.0109)	1,5279*** (0.0214)	1,4336*** (0.0198)	1,1922*** (0.0251)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0381	0.3666	0.5228	0.6244
관측수	2,481	2,481	2,481	2,481

- 주: 1) 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율.
 2) 1인당 지방세액의 단위는 100만 원.
 3) 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수.
 4) 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임.
 5) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

회귀분석 결과는 지역 청·장년 인구의 제조업 고용 비율이 높을수록 합계출산율이 높아지는 상관관계가 다른 변수들을 통제해도 유의하게 나타난다는 것을 보여 준다. 네 모형 모두에 대해 제조업 고용 비율의 계수는 유의한 양의 값으로 추정되었고, 그 규모는 다른 변수가 추가로 통제됨에 따라 약간씩 더 커지는 것으로 나타났다. 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가는 합계출산율을 0.0078(모형 1)~0.0096(모형 4) 높이는 것으로 추정되었다. 이는 20~44세 인구 제조업 고용 비율이 표준편차(7.45)만큼 증가하는 경우 합계출산율이 0.058~0.072 높아진다는 것을 의미한다.⁷⁾ 이 크기는 분석 기간 시군구 합계출산율 평균(1.231)의 4.7~5.8%로, 아주 크지는 않지만 무시할 수 없는 규모라고 할 수 있다.

〈표 3〉은 지역 제조업 고용 비율이 무배우 혼인율, 유배우 비율, 유배우 출산율에 미친 효과를 분석한 회귀분석 결과를 요약하여 보여 준다. 분석에 이용된 모형은 〈표 2〉에 보고된 합계출산율에 대한 회귀분석에 이용된 모형과 동일하지만, 표에는 제조업 고용 비율 이외의 변수들에 대한 추정 결과는 보고하지 않았다. 결과는 합계출산율에 대한 분석 결과와 마찬가지로 지역의 지역 청·장년 인구의 제조업 고용 비율 증가가 결혼과 출산율 증가시키는 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다. 시군구의 특성이 통제되는 경우, 유배우 출산율도 제조업 고용 비율과 양의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

패널 A에 보고된 결과는 지역 청·장년 인구의 제조업 고용 비율이 높아질 때 25~39세 무배우 여성 혼인율이 높아진다는 것을 보여 준다. 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가는 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수를 0.64(모형 4)~0.77(모형 3) 높이는 것으로 나타났다. 이는 20~44세 인구 제조업 고용 비율이 표준편차(7.45)만큼 증가하는 경우 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수가 약 4.8~5.7건(분석 기간 평균의 4.6~5.4%) 높아진다는 것을 의미한다. 패널 B에 제시된 결과에 따르면, 시군구 20~44세 인구 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가는 25~39세 여성 유배우 비율 0.15% 포인트(모형 4)~0.24% 포인트(모형 3) 상승을 가져오는 것으로 추정된다. 이는 표준편차만큼의 제조업 고용 비율 증가가 여성 유배우 비율을 1.1~1.8% 포인트(분석 기간 평균의 1.8~2.9%) 높인다는 것을 알려준다. 패널 C에 제시된 결과는 〈그림 1〉에 나타난 결과와 마찬가지로 다른 변수들

7) 시군구 제조업 고용 비율의 연도별 평균은 분석 기간 동안 안정적이었던 반면 동 비율의 시군구 간 편차는 매우 큰 것으로 나타났다. 따라서 표준편차만큼의 지역 제조업 고용 비율 변화 효과의 규모는 지역 간 혼인율 및 출산율 변이의 요인으로서 중요성을 보여 준다고 할 수 있다.

이 통제되지 않는 경우(모형 1), 지역 제조업 고용 비율과 유배우 출산율 간에 유의한 관계가 발견되지 않는다는 것을 확인해 준다. 그러나 시군구 특성 변수들이 포함되는 경우, 제조업 고용 비율의 계수는 유의한 양의 값으로 추정되었다. 즉, 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가는 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생

〈표 3〉 지역 제조업 고용 비율이 결혼과 유배우 출산에 미친 영향

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 무배우 혼인율				
제조업 고용 비율	0.7263*** (0.0835)	0.6988*** (0.0739)	0.7656*** (0.0627)	0.6394*** (0.0707)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0293	0.2751	0.4800	0.5429
관측수	2,481	2,481	2,481	2,481
B. 유배우 비율				
제조업 고용 비율	0.2325*** (0.0288)	0.2333*** (0.0212)	0.2405*** (0.0211)	0.1545*** (0.0220)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0252	0.4965	0.5060	0.6281
관측수	2,481	2,481	2,481	2,481
C. 유배우 출산율				
제조업 고용 비율	0.0570 (0.0529)	0.1271** (0.0529)	0.1477*** (0.0442)	0.4591*** (0.0502)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0001	0.0481	0.3392	0.4089
관측수	2,481	2,481	2,481	2,481

- 주: 1) 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율.
 2) 시군구 특성은 1인당 지방세액, 영유아 1,000명당 보육시설 수, 지자체 출산지원금 등을 포함함.
 3) 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임.
 4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

아 수를 1.3명(모형 2)~4.6명(모형 4) 늘리는 것으로 추정되었다. 이는 제조업 고용 비율이 표준편차만큼 증가할 때 유배우 출산율 지표가 9.7~34.3(분석 기간 평균의 8.6~30.4%) 높아진다는 것을 의미한다.

2. 도구변수 추정 결과

제1절에서 설명한 바와 같이 회귀식 (1)을 이용한 단순한 회귀분석 결과는 잠재적인 내생성으로 말미암은 편의를 포함할 가능성이 있다. 이 문제를 완화하기 위해 각 지역에 건설된 산업단지의 조성 시기 및 규모에 관한 변수들을 도구변수로 활용한 2단계 추정을 시행하였다. 먼저 제2절에 소개된 제1단계 회귀식 (2)를 이용한 시군별 회귀분석을 수행하였다. 도구변수로는 분석 기간(2008~2020년) 이전 각 시군의 산업단지 건설 여부(산업단지)와 첫 산업단지 완공 이후 경과 시간(완공 후 기간) 및 그 제공항 간의 교호항, 산업단지 건설 여부와 첫 산업단지 고용 규모 로그값의 교호항, 산업단지 건설 여부와 첫 산업단지 부지 규모 로그값의 교호항, 산업단지 건설 여부와 첫 산업단지 완공 이후 분석 기간 이전까지의 추가 산업단지 수(추가 산업단지 수) 및 그 제공항 간의 교호항 등을 포함하였다.

이상의 변수들은 분석 기간의 제조업 고용 비율에 인과적인 영향을 미쳤을 것으로 추정된다. 예컨대, 분석 기간 이전에 산업단지가 건설되었고, 그 규모가 컸다면 분석 기간 각 시점에 있어서 제조업 고용 비율이 더 높을 것으로 예상할 수 있다. 또한 첫 산업단지 완공 이후 경과한 기간이 길어지면 산업단지 조성의 상대적인 이점이 줄어들면서 제조업 고용 비율을 낮추는 요인으로 작용할 수 있고, 반대로 초기의 우위가 추가적인 인프라 건설 등을 통해 확대·재생산되면서 제조업 고용 비율이 높아졌을 가능성도 있다. 반면 이상의 변수들은 분석 기간 해당 지역 거주민들의 결혼 및 출산 지표 및 그 결정 요인들에 의해 영향을 받았을 가능성이 낮다.

〈표 4〉는 위에서 소개한 1단계 추정에 이용된 도구변수들의 기초통계량을 제시해 준다. 분석 기간 이전에 산업단지가 건설된 시군은 전체 시군의 81%였다. 그리고 산업단지가 건설된 시군의 경우 완공 후 경과 기간(산업단지 건설과 완공 후 기간의 교호항)의 평균은 약 20년이였다. 각 시군에서 첫 번째로 건설된 산업단지의 고용 규모(고용자 수)의 로그값과 첫 번째 산업단지 부지 규모(1,000제곱미터)의 로그값은 각각 4.8과 4.1이었고, 분석 기간 전까지 추가로 건설된 산업

〈표 4〉 도구변수로 이용된 시군별 변수의 평균과 표준편차

변수	평균	표준편차
산업단지	0.8109	0.3917
산업단지×(완공 후 기간)	20.3843	11.6823
산업단지×(완공 후 기간) ²	551.9330	440.3798
산업단지×산업단지 고용 규모 로그값	4.8080	2.6412
산업단지×산업단지 부지 규모 로그값	4.1093	2.2092
산업단지×추가 산업단지 수	3.4347	3.7590
산업단지×(추가 산업단지 수) ²	25.9202	46.5404

단지 수의 평균은 3.4개였다.

〈표 5〉는 도구변수를 이용하여 1단계 추정을 수행한 회귀분석 결과를 보고해 준다. 모형 (1)은 위에서 소개한 산업단지 건설 관련 변수들만 포함하였고, 모형 (2)는 여기에 연도 고정효과를 추가하였으며, 모형 (3)은 시도 고정효과를 추가로 포함하였다. 포함된 변수들은 대부분 분석 기간 시군별 20~44세 인구 제조업 고용 비율에 강하게 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 다른 변수를 고정하는 경우, 첫 산업단지 완공 이후의 경과 기간이 길어질수록 해당 지역 제조업 고용 비율은 낮아지지만, 그 감소율은 점차 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 첫 산업단지의 고용 규모나 부지 면적이 클수록 분석 기간 해당 시군의 제조업 고용 비율이 높아지는 것으로 나타났다. 마찬가지로 분석 기간 이전까지 추가로 건설된 산업단지의 수가 많을수록 분석 기간 해당 시군의 제조업 고용 비율이 높아지는 결과가 도출되었다. 연도 고정효과나 시도 고정효과를 통제해도 각 변수들이 지역 제조업 고용 비율에 미치는 영향을 크게 변하지 않았다. 모형 (1)의 F-값은 149.8, 모형 (2)와 (3)의 F-값도 각각 55.3과 49.2로 추정되어 약한 도구변수(weak instrument) 문제는 없는 것으로 판단된다. 기본적인 회귀분석에서는 모형 (1)에 기반하여 추정된 시군별 제조업 고용 비율의 예측치를 이용하였고, 강건성 검증에서는 모형 (2)와 (3)을 이용하여 추정된 제조업 고용 비율 예측치를 이용한 분석도 수행하였다.

〈표 6〉은 실제의 지역 제조업 고용 비율 대신 위에서 설명한 1단계 추정에서 얻은 지역 제조업 고용 비율 예측치를 포함하는 회귀식 (3)을 추정된 결과를 보고해 준다. 합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 비율, 유배우 출산율 등 네 개의

〈표 5〉 도구변수 추정 1단계 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
절편	10.4657 ^{***} (0.3543)	8.1311 ^{***} (0.6452)	4.5222 ^{***} (1.0846)
산업단지×(완공 후 기간)	-0.7168 ^{***} (0.0569)	-0.8044 ^{***} (0.0571)	-0.6662 ^{***} (0.0602)
산업단지×(완공 후 기간) ²	0.0098 ^{***} (0.0011)	0.0092 ^{***} (0.0011)	0.0102 ^{***} (0.0011)
산업단지×산업단지 고용 규모 로그값	0.3311 (0.2283)	0.6530 ^{***} (0.2292)	0.0359 (0.2309)
산업단지×산업단지 부지 규모 로그값	1.0969 ^{***} (0.2598)	1.1287 ^{***} (0.2563)	1.5683 ^{***} (0.2497)
산업단지×추가 산업단지 수	1.9919 ^{***} (0.1403)	2.1482 ^{***} (0.1398)	1.4476 ^{***} (0.1469)
산업단지×(추가 산업단지 수) ²	-0.0584 ^{***} (0.0105)	-0.0684 ^{***} (0.0104)	-0.0269 ^{**} (0.0107)
연도 고정효과		o	o
시도 고정효과			o
Adj R-square	0.2979	0.3172	0.4154
F-value	149.79	55.31	49.22
(p-value)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)
관측수	2,105	2,105	2,105

주: 1) 종속변수는 각 시군의 20~44세 인구 제조업 고용 비율.

2) 독립변수의 정의는 본문을 참조.

3) 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임.

4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

결과 지표에 대해 단순한 회귀분석에서 이용하였던 네 가지 모형을 추정하였다. 전반적으로 합계출산율과 무배우 혼인을 및 유배우 비율과 같이 결혼과 관련된 지표에 대한 도구변수 추정 결과는 〈표 3〉에 보고된 단순한 회귀분석의 결과와 유사하지만, 유배우 출산율을 종속변수로 이용하는 경우 단순한 회귀분석의 결과와 도구변수 추정 결과가 상반된 것으로 나타났다.

〈표 6〉의 패널 A에 보고된 합계출산율에 대한 결과를 살펴보면, 다른 변수들이 통제되지 않은 모형 (1)의 경우에는 제조업 고용 비율의 효과가 없는 것으로 추정되었지만, 모형 (2)부터 (4)까지의 결과는 모두 유의한 양의 효과를 나타냈다. 추정계수의 크기는 〈표 2〉에 보고된 단순한 회귀분석 결과와 대체로 유사하다. 도구변수 추정 결과에 따르면, 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가는 합계출

〈표 6〉 지역 제조업 고용 비율이 결혼과 출산에 미친 영향: 도구변수 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 합계출산율				
제조업 고용 비율(%)	0.0005 (0.0012)	0.0079 ^{***} (0.0010)	0.0083 ^{***} (0.0009)	0.0075 ^{***} (0.0014)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	-0.0003	0.3406	0.4577	0.5619
관측수	2,550	2,550	2,550	2,550
B. 무배우 혼인율				
제조업 고용 비율(%)	0.7311 ^{***} (0.1330)	1.3778 ^{***} (0.1162)	1.1724 ^{***} (0.1059)	0.9635 ^{***} (0.1570)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0113	0.2868	0.4271	0.4982
관측수	2,550	2,550	2,550	2,550
C. 유배우 비율				
제조업 고용 비율(%)	0.1106 ^{**} (0.0457)	0.4053 ^{***} (0.0329)	0.3754 ^{***} (0.0332)	0.0921 ^{**} (0.0457)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0019	0.5114	0.5187	0.6378
관측수	2,550	2,550	2,550	2,550
D. 유배우 출산율				
제조업 고용 비율(%)	-0.5133 ^{***} (0.0802)	-0.4458 ^{***} (0.0799)	-0.3298 ^{***} (0.0702)	0.3247 ^{***} (0.1067)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0155	0.0775	0.3101	0.3648
관측수	2,550	2,550	2,550	2,550

- 주: 1) 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율.
 2) 시군구 특성은 1인당 지방세액, 영유아 1,000명당 보육시설 수, 지자체 출산지원금 등을 포함함.
 3) 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임.
 4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

산율을 0.0075(모형 4)~0.0083(모형 3) 높이는 것으로 추정되었다. 이는 20~44세 인구 제조업 고용 비율이 표준편차(7.45)만큼 증가하는 경우 합계출산율이

0.056~0.062(분석 기간 평균 4.5~5.0%) 높아진다는 것을 의미한다.

패널 B의 결과는 네 가지 모형 모두에 대해 제조업 고용 비율이 무배우 혼인율을 유의하게 높이는 영향을 미쳤음을 보여 준다. <표 3>에 보고된 단순한 회귀분석의 결과와 비교하면, 모형 (2)부터 (4)에 대해 추정계수의 규모가 더 커졌음을 확인할 수 있다. 즉, 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가는 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수를 0.73(모형 1)~1.38(모형 2) 높이는 것으로 나타났다. 이는 20~44세 인구 제조업 고용 비율이 표준편차(7.45)만큼 증가하는 경우 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수가 약 5.4~10.3(분석 기간 평균의 5.1~9.8%) 높아진다는 것을 의미한다.

패널 C에 보고된 결과는 네 가지 모형 모두에 대해 제조업 고용 비율 증가가 유배우 비율을 유의하게 높이는 효과가 있었음을 보여 준다. 단순한 회귀분석의 결과와 비교한 제조업 고용 비율 추정계수의 상대적인 크기는 모형에 따라 달랐다. 모형 2와 모형 3의 경우 도구변수 추정에서 얻은 계수가 단순한 회귀분석에 얻은 추정계수보다 커졌지만, 모형 1과 모형 4의 경우에는 오히려 그 규모가 감소하는 것으로 나타났다. 도구변수 추정 결과는 시군구 20~44세 인구 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가가 25~39세 여성 유배우 비율 0.09% 포인트(모형 4)~0.4% 포인트(모형 2) 상승을 가져왔음을 보여 준다. 이는 표준편차만큼의 제조업 고용 비율 증가가 여성 유배우 비율을 0.7~3.0% 포인트(분석 기간 평균의 1.1~4.8%) 높였음을 의미한다.

패널 D에 보고된 결과는 시도 고정효과가 통제되지 않는 경우(모형 1에서 3), 제조업 고용 비율이 유배우 출산율에 미치는 효과가 유의한 음수로 추정됨을 보여 준다. 이는 <표 3>에 보고된 단순한 회귀분석 결과와는 상반된 것이다. 이 세 가지 모형에 기반한 추정 결과에 따르면, 시군구 20~44세 인구 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가가 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생아 수를 0.33(모형 3)~0.51명(모형 1) 감소시키는 것으로 나타난다. 반면, 시군구 고정효과가 통제되는 경우에는(모형 4), 제조업 고용 비율의 효과가 유의한 양수로 전환된다. 모형 4를 적용한 추정 결과는 20~44세 인구 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가가 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생아 수를 0.32명 증가시켰음을 시사한다. 이 결과는 동일한 변수들을 포함한 <표 3>의 단순한 회귀분석의 결과(0.44명 증가)와 유사하다.

이상의 분석 결과는 도구변수 추정을 이용하여 잠재적인 내생성 문제를 제거 내지 완화하는 경우에도 지역 청·장년 인구의 제조업 고용 비율 증가가 지역의

〈표 7〉 지역 제조업 고용 비율의 영향: 도구변수-시군구 고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1) 합계출산율	(2) 무배우 혼인율	(3) 유배우 비율	(4) 유배우 출산율
제조업 고용비율	0.0359*** (0.0056)	11.6118*** (0.7209)	1.7063*** (0.1498)	-1.2921** (0.5331)
1인당 지방세액	0.0514*** (0.0109)	3.1504** (1.4042)	0.6995** (0.2917)	3.9438*** (1.0384)
보육시설 수	-0.0014 (0.0018)	0.4767** (0.2346)	-0.3215*** (0.0487)	0.6192*** (0.1735)
출산지원금	-0.0032 (0.0046)	-3.1175*** (0.5964)	-0.3599*** (0.1239)	0.9935** (0.4411)
절편	0.8396*** (0.0847)	10.0503 (10.9026)	56.7714*** (2.2651)	101.4203*** (8.0625)
고정효과 F-test	4.37	3.02	6.93	2.39
(p-value)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)
시군구 수 / 연도 수	1010 / 13	1010 / 13	1010 / 13	1010 / 13

- 주: 1) 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율.
 2) 1인당 지방세액의 단위는 100만 원.
 3) 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수.
 4) 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임.
 5) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

여성 무배우 혼인율과 유배우 비율을 높이는 영향을 미쳤음을 확인해 준다. 지역 제조업 고용 비율이 유배우 출산율에 미치는 영향은 시도 고정효과가 통제된 모형을 추정하는 경우에만 유의하게 긍정적인 것으로 나타났다. 결혼율과 유배우 출산율 모두의 영향을 받는 합계출산율 역시 대부분의 모형에 대해 제조업 고용 비율이 증가할 때 높아지는 것으로 추정되었다. 추정된 효과의 규모는 무배우 혼인율에 대해서는 상당히 큰 것으로 나타났다. 즉, 제조업 고용 비율이 표준편차만큼 증가할 때 무배우 혼인율이 분석 기간 평균의 약 5~10% 높아지는 것으로 추정되었다. 유배우 비율과 합계출산율에 미친 효과의 규모는 비교적 작았지만 무시하기는 어려운 수준이었다.

3. 강건성 검증

3절 2항에서 제시된 도구변수 추정 결과에는 여전히 각 지역의 고정된 이질

적인 특성으로 인한 편이가 포함되어 있을 가능성이 있다. 예컨대, 산업단지기 처음 설립된 시기부터 존재하였던 고정된 지역별 특성이 산업단지의 건설과 결혼 및 출산의 요인과 상관되어 있다면, 도구변수 추정 결과에도 편이가 남아있을 수 있다. 이 문제를 완화하기 위해서 도구변수 모형과 시군구 패널고정효과 모형을 결합한 분석을 수행하였다. 시군구 특성 변수를 포함하여 합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 비율, 유배우 출산율 등의 지표에 대해 이 분석을 수행한 결과가 <표 7>에 제시되어 있다.

도구변수-패널고정효과 모형 추정 결과는 대체로 도구변수 추정 결과와 잘 부합된다. 즉, 관찰할 수 없는 각 시군구의 고정적인 특성을 제거해도 제조업 고용 비율은 합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 비율 등에 유의하게 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 더욱이 추정계수의 규모는 단순한 회귀분석이나 도구변수 추정 결과에 비해 훨씬 더 큰 것으로 나타났다. 예컨대, 제조업 고용 비율이 표준편차만큼 증가하는 경우, 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수는 86.5 건(분석기간 평균의 83.1%) 높아지는 것으로 추정되었다. 마찬가지로, 표준편차에 해당하는 제조업 고용 비율 증가가 여성 유배우 비율을 12.7% 포인트(분석기간 평균의 20.4%) 높이는 것으로 추정되었다. 반면, 제조업 고용 비율은 유배우 출산율을 유의하게 감소시키는 영향을 미치는 것으로 나타났다. 제조업 고용 비율 1% 포인트 증가는 유배우 여성 1,000명당 출생아 수를 약 1.3명 감소시키는 것으로 추정되었다. 이는 시도 고정효과를 통제하지 않은 도구변수 추정 결과와 질적으로 유사하지만, 이 경우에도 추정계수의 절댓값이 더 커진 것을 확인할 수 있다.

마지막으로 대안적인 모형과 표본을 이용하여 몇 가지 추가적인 강건성 검증을 수행하였다. 첫째, 각 시군구의 20~44세 인구의 평균 고용률과 취업자들의 평균임금을 추가한 도구변수 모형을 추정하였다. 이는 제조업 고용 비율과 상관되어 있을 가능성이 있는 지역 노동시장의 다른 특성을 고려하기 위한 것이다. 둘째로, 제1단계 추정에서 이용된 기본적인 모형(모형 1)에 더하여 시군 더미변수(모형 2) 및 시군과 연도 더미변수(모형 3)를 추가된 모형에 기반하여 2단계 회귀분석을 수행하였다. 마지막으로, 서울, 부산, 인천, 대전, 대구, 울산, 광주 등의 광역 대도시를 제외한 시군지역만을 포함한 분석을 수행하였다. 이는 자료의 제약으로 인해 기초지자체를 구분할 수 없는 지역을 제외함으로써 결혼 및 출산의 지표 추정과 제조업 고용 비율 추정의 행정구역 단위가 같은 지역만을 포함한 분석을 수행하기 위한 것이다.

〈표 8〉 지역 제조업 고용 비율이 결혼과 출산에 미친 영향 강건성 검증

독립변수	(1) 합계출산율	(2) 무배우 혼인율	(3) 유배우 비율	(4) 유배우 출산율
A. 임금, 고용 통제				
제조업 고용 비율	0.0073 ^{***} (0.0014)	0.8090 ^{***} (0.1592)	0.1139 ^{**} (0.0471)	0.2504 ^{**} (0.1100)
평균임금	0.0002 (0.0002)	0.2312 ^{***} (0.0255)	0.0009 (0.0075)	0.0060 (0.0176)
평균 고용률	0.0140 (0.1015)	60.0704 ^{***} (11.5815)	9.2027 ^{***} (3.4260)	-26.6124 ^{***} (7.9995)
시군구 특성	o	o	o	o
연도 고정효과	o	o	o	o
시도 고정효과	o	o	o	o
Adj R-square	0.5617	0.5160	0.6385	0.36733
관측수	2,550	2,550	2,550	2,550
B. 도구변수 모형 2				
제조업 고용 비율	0.0075 ^{***} (0.0013)	0.9637 ^{***} (0.1509)	0.0862 ^{**} (0.0439)	0.3324 ^{***} (0.1026)
시군구 특성	o	o	o	o
연도 고정효과	o	o	o	o
시도 고정효과	o	o	o	o
Adj R-square	0.5623	0.4988	0.6377	0.3651
관측수	2,550	2,550	2,550	2,550
C. 도구변수 모형 3				
제조업 고용 비율	0.0074 ^{***} (0.0015)	1.0711 ^{***} (0.1709)	0.0753 (0.0497)	0.3280 ^{***} (0.1162)
시군구 특성	o	o	o	o
연도 고정효과	o	o	o	o
시도 고정효과	o	o	o	o
Adj R-square	0.5610	0.4985	0.6375	0.3645
관측수	2,550	2,550	2,550	2,550
D. 시군지역 포함				
제조업 고용 비율	0.0087 ^{***} (0.0015)	0.8712 ^{***} (0.1810)	0.1713 ^{***} (0.0477)	0.3343 ^{***} (0.1274)
시군구 특성	o	o	o	o
연도 고정효과	o	o	o	o
시도 고정효과	o	o	o	o
Adj R-square	0.3961	0.3829	0.3221	0.2934
관측수	1,683	1,683	1,683	1,683

주: 〈표 6〉의 주와 동일함.

〈표 8〉은 네 가지의 결혼 및 출산 지표에 대해 이상의 강건성 검증을 수행한 결과를 요약해 준다. 표에는 포함되지 않았지만, 이 분석에는 시군구 특성 변수와 연도 및 시군구 고정효과가 통제되었다. 패널 A에 제시된 결과는 지역의 평균임금과 평균 고용률이 추가로 통제되어도 제조업 고용 비율이 결혼과 출산의 지표에 미치는 효과를 달라지지 않는다는 것을 보여 준다. 추정계수의 크기도 〈표 6〉에 보고된 도구변수 모형 4를 추정한 결과와 유사한 것으로 나타났다. 이 결과는 또한 지역의 평균임금과 무배우 혼인율 사이에 유의한 양의 관계가 존재한다는 것을 보여 준다. 평균임금은 합계출산율, 유배우 비율, 유배우 출산율 등과는 유의한 관계를 보이지 않는 것으로 나타났다. 지역의 평균 고용률은 무배우 혼인율 및 유배우 비율과는 유의한 양의 관계를 보였으나 유배우 출산율과는 유의한 음의 관계를 나타냈다.

패널 B와 패널 C의 결과는 대안적인 1단계 추정 모형을 이용하여 도구변수 회귀분석을 추정한 결과를 제시한다. 시도 및 연도 더미변수를 모두 포함하여 1단계 추정을 수행하는 경우(도구변수 모형 3), 제조업 고용 비율이 유배우 비율에 미친 효과의 통계적인 유의성이 사라지는 변화가 관찰되기는 하지만 나머지 결과들은 〈표 6〉에 제시된 기본적인 도구변수 추정 결과와 유사한 것으로 나타났다. 마지막으로 패널 D에 제시된 시군지역만을 표본에 포함하여 분석을 수행한 결과는 제조업 고용 비율의 추정계수가 약간 커지는 것 이외에는 전체 표본을 이용하여 얻은 결과와 크게 다르지 않았다.

IV. 결론

이 논문은 제조업 일자리 비중을 지역 일자리 질의 지표로 이용하여, 우리나라 시군별 20~44세 인구 제조업 고용인구 비율이 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 유배우 비율, 유배우 출산율 등에 미친 영향을 분석하였다. 제조업 고용 비율의 지역 간 변이에 존재할 수 있는 잠재적인 내생성 문제를 완화하기 위해 한국의 지역 제조업 고용 비율이 과거에 비교적 외생적으로 결정되었던 지역 산업단지의 입지, 완공 시점, 규모 등에 의존한다는 사실에 착안한 도구변수 추정을 수행하였다. 그리고 각 지역의 고정된 이질적인 특성으로 인한 편의 문제를 완화하기 위해서 도구변수-패널고정효과 모형도 추정하였다.

분석 결과는 제조업 고용 비율에 반영된 지역 일자리 질이 무배우 여성의 혼

인율과 여성 유배우 비율 등 결혼확률과 관련된 지표와 합계출산율에 유의하게 긍정적인 영향을 미쳤음을 보여 준다. 이러한 결과는 단순회귀 모형, 도구변수 모형, 도구변수-패널고정효과 모형 등 다양한 모형에 대해 일관되게 나타났다. 도구변수 추정 결과는 제조업 고용 비율이 분석 기간 표준편차(7.45% 포인트)만큼 증가하는 경우 합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 비율이 분석 기간 평균의 각각 4.5~5.0%, 5.1~9.8%, 1.1~4.8% 더 높아졌음을 보여 준다. 반면 제조업 고용 비율이 유배우 출산율에 미친 효과는 도입한 모형에 따라 다르게 추정되었다. 단순한 회귀분석 결과는 대체로 제조업 고용 비율과 유배우 출산율 간 양의 관계를 보여 주지만, 도구변수 추정 결과에 따르면 반대로 제조업 고용 비율이 높아질 때 유배우 출산율이 감소하였음을 보여 준다. 도구변수-패널고정효과 모형 추정 결과 역시 제조업 고용 비율이 유배우 출산율을 유의하게 감소시켰음을 보여 준다. 이상의 결과는 상관관계 분석이나 단순한 회귀분석 결과에서 나타난 제조업 고용 비율과 유배우 출산율 간 양의 관계가 관찰하기 어려운 지역 특성의 영향을 반영할 가능성을 제기한다.

이 연구는 일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 효과를 명확하게 밝히는 데 있어서 다음과 같은 중요한 한계들을 포함하고 있다. 첫째, 제조업 일자리의 비중은 지역 일자리 질을 보여 주는 완벽한 지표라고 보기 어렵다. 제조업 일자리 비중이 유사한 경우에도 기업의 규모와 업종, 원하청 관계 및 비정규직 비중 등에 따라 일자리의 질이 다를 수 있다. 또한 일부 전통적인 제조업 부문이 추락하면서 분석 기간 중 제조업의 위상이 과거에 비해서는 약화되었을 것으로 추정된다. 따라서 이 지표를 이용한 분석 결과는 일자리 질이 미치는 영향에 관한 부분적, 단편적 증거를 제공할 따름이다.

둘째, 도구변수 추정 및 패널고정효과모형 추정 등의 노력에도 불구하고 제조업 고용의 비중과 상관된 관찰하기 어려운 지역 및 시기적인 특성들의 영향을 완벽하게 통제하지 못하였을 가능성이 있으며, 이러한 내생성으로 인해 추정된 결과에 편의가 포함되어 있을 수 있다.

셋째, 제조업 고용 비중이 미친 효과는 지역 일자리 질 개선뿐만 아니라 지역 경기 활성화를 포함한 다른 경로를 통해 결혼과 출산에 영향을 미칠 수 있다. 이 연구에 나타난 결과에는 두 효과가 섞여 있으며 어떤 경로가 더 중요했는지를 판단하기 어렵다.

그러나 이와 같은 한계에도 불구하고 이 연구의 결과는 지역의 일자리 질이 결혼과 출산에 영향을 미치는 중요한 요인의 하나일 가능성을 제기한다. 이 연구

의 결과는 제조업 부문 대기업과 협력업체의 일자리 질이 상대적으로 높다는 사실, 소득수준과 안정성이 결혼과 출산 결정의 중요한 요인이라는 증거, 미국의 사례를 이용하여 얻은 유사한 연구의 결과 등과 잘 부합된다. 물론 이러한 결과에 기초하여 일자리의 질이 결혼과 출산의 “가장 중요한” 혹은 “상대적으로 더 중요한” 요인이라고 주장하기는 어렵다. 다만 저출산 대응 정책을 논의하는 데 있어서 중요하게 고려해야 할 요인이라는 점을 지적할 수 있을 것이다.⁸⁾

연구 결과의 정책적인 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 일자리 질 개선은 무배우 인구의 혼인율 및 유배우 비율 증가를 통해 저출산 완화에 도움을 줄 수 있는 것으로 파악된다. 기존 저출산 대응 정책은 현금 지급이나 보육 지원과 같이 유배우 출산율을 높이는 방안이나 청년층 대상 주거지원 방안에 집중된 경향이 있었는데, 장기적인 결혼율 및 유배우 비율의 감소세를 완화하기 위해서는 청년 일자리 질을 개선하는 방안을 검토할 필요가 있다.

둘째, 임금수준, 고용 안정성, 작업조건의 개선 등 일자리 질을 높이고자 하는 정책적인 노력은 저출산 완화에 긍정적 영향을 미칠 수 있다. 이를 고려한다면 이러한 정책의 장기적인 편익이 더 높게 평가될 것이다.

셋째, 양질의 일자리 창출은 다른 여러 가지 긍정적인 사회경제적 효과와 더불어 저출산 문제 완화에 도움이 된다는 점에서 매우 중요한 기업의 사회적 공헌으로 여겨질 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김성준, “왜 결혼이 늦어지는가?,” 『노동경제논집』 제38권 제4호, 2015, 57~81.
 도난영·최막중, “지역 주택가격이 결혼연령 및 첫째, 둘째 자녀 출산 시점에 미치는 영향,” 『주택연구』 제26권 제2호, 2018, 163~189.
 서미숙, “주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구,” 『여성경제연구』 제10권 제1호, 2013, 63~79.
 안태현, “남성의 고용상황과 결혼형성,” 『노동정책연구』 제10권 제3호, 2010,

8) 이 연구의 결과는 제조업 일자리 비중으로 대리한 지역 일자리의 질보다는 제조업 일자리 특성 자체의 효과를 반영할 가능성이 있다. 예컨대, Autor *et al.*(2019)의 연구에 따르면 미국 제조업은 여성에 비교한 남성의 상대적인 경제적 지위가 높은 부문이며, 따라서 제조업의 쇠퇴는 결혼시장에서의 남성의 가치를 하락시키는 역할을 한다. 이는 해당 지역에서 결혼할 만한 남성을 감소시킴으로써 여성의 혼인율을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다.

35~64.

- 이상호 · 이상현, “저출산 · 인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼 결정의 경제적 요인을 중심으로,” 한국은행 금융경제연구원 워킹페이퍼, 445, 2010.
- 이소영 · 장인수 · 이삼식 · 이철희 · 신순문 · 신성호 · 박현경 · 손인숙 · 손호성 · 오수영 · 최용성, “출생 및 인구 규모 감소와 미래 사회정책,” 보건사회연구원 연구보고서, 2019-17-01, 2019.
- 이철희, “한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과,” 『한국인구학』 제35권 제3호, 2012, 117~144.
- _____, “한국의 출산장려정책은 실패했는가? 2000년~2016년 출산율 변화요인 분해,” 『경제학연구』 제166권 제3호, 2018, 1~38.
- _____, “출생아 수 변화 분석과 장래전망,” 『한국경제의 분석패널』 제25권 제1호, 2019, 37~91.
- _____, “장래 인구변화가 노동투입에 미치는 영향,” 『노동경제논집』 제45권 제2호, 2022, 37~68.
- _____, “출생아 수 감소의 인구학적 요인 분해,” 『경제논집』 제61권 제2호, 2023, 3~12.
- 조성호 · 문승현, “일자리 관련 요인과 출산 의향에 관한 연구,” 『보건사회연구』 제41권 제4호, 2021, 262~279.
- Ahn, Namkee and P. Mira, “Labor Force Participation and Retirement of Spanish Older Men: Trends and Prospects,” FEDEA Working Paper, 2000(25), 2000.
- Aksoy, C. G., “Short-Term Effects of House Prices on Birth Rates,” EBRD Working Paper, No. 192, 2016.
- Autor, David, D. Dorn, and G. Hanson, “When Work Disappears: Manufacturing Decline and the Falling Marriage-Market Value of Men,” *American Economic Review: Insights*, 1(2), 2019, 161~178.
- Bertrand, Marianne, P. Corté s, C. Olivetti, and J. Pan, “Social Norms, Labor Market Opportunities, and the Marriage Gap for Skilled Women,” NBER Working Paper, No. 22015, 2016.
- Carbone, June and N. Cahn, *Marriage Markets: How Inequality is Remaking the American Family*, Oxford and New York: Oxford University Press, 2014.

- Clark A. E. and A. Lepinteur, "A Natural Experiment on Job Insecurity and Fertility in France," *Review of Economics and Statistics*, 104(2), 2022, 386~398.
- Dettling, Lisa J. and M. S. Kearney, "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby," *Journal of Public Economics*, 110, 2014, 82~100.
- Edlund, Lena and C. Lee, "Son Preference, Sex Selection and Economic Development: Theory and Evidence from South Korea," NBER Working Paper, No. 18679, 2013.
- Feyrer, James, B. Sacerdote, and A. D. Stern, "Will the Stork Return to Europe? Understanding Fertility within Developed Nations," *Journal of Economic Perspectives*, 22(3), 2008, 3~22.
- Han, J. and Y. Lee, "The Effects of House Prices and Rents on Birth Rates: Evidence from Korea," Working Paper, 2022.
- Hill, Matthew J., "Love in the Time of the Depression: The Effect of Economics Conditions on Marriage in the Great Depression," *Journal of Economic History*, 75(1), 2015, 163~189.
- Hofmann, B. and K. Hohmeyer, "Perceived Economic Uncertainty and Fertility: Evidence from a Labor Market Reform," *Journal of Marriage and Family*, 75, 2013, 503~521.
- Hong, J. and S. Park, "Factories for Votes? How Authoritarian Leaders Gain Popular Support Using Targeted Industrial Policy," *British Journal of Political Science*, 46, 2016, 501~527.
- Hwang, Jisoo, "Housewife, 'Gold Miss,' and Equal: the Evolution of Educated Women's Role in Asia and the U.S.," *Journal of Population Economics*, 29, 2016, 529~570.
- Lundberg, Shelly, R. Pollak, and J. Stearns, "Family Inequality: Diverging Patterns in Marriage, Cohabitation, and Childbearing," *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), 2016, 79~102.
- Modena, F., C. Rondinelli, and F. Sabatini, "Economic Insecurity and Fertility Intentions: The Case of Italy," *Review of Income and Wealth*, 60, 2014, S233~S255.

Santos, Cezar and D. Weiss, "Why Not Settle Down Already? a Quantitative Analysis of the Delay in Marriage," *International Economic Review*, 57(2), 2016, 425~452.

Schaller, Jessamyn, "For Richer, if Not for Poorer? Marriage and Divorce over the Business Cycle," *Journal of Population Economics*, 26(3), 2013, 1007~1033.

[Abstract]

Effect of Job Quality on Marriage and Fertility: Influences of Local Manufacturing Employment Share

Chulhee Lee*

This paper examines how local job quality measured by the proportion of the population employed in manufacturing industries affects marriage and fertility. To eliminate potential endogeneity problem, two-stage regressions were conducted utilizing variables related to local industrial complex as instruments. The results suggest that the local manufacturing employment share has positive effects on the marriage rate of single females, the fraction of female population currently married, and the total fertility rate. According to the results of IV estimations, an increase in the local manufacturing employment share by one standard deviation during the period under study (7.45%p) is expected to increase the total fertility rate by 4.5 to 5.0%, the marriage rate of single females by 5.1 to 9.8%, and the percentage of females currently married by 1.1 to 4.8% of the sample means. The results of this study suggest that local job quality is a major factor of marriage decisions.

Keywords: low fertility, marriage, job quality, manufacturing, industrial complex
JEL Classification: J, J1, N3

* Professor, Seoul National University, Tel: +82-2-880-6396, E-mail: chullee@snu.ac.kr

