

교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신?

우 해 봉*

본 연구는 한국노동연구원이 수집하고 있는 노동패널 자료를 사용하여 교육이 초혼 형성에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구는 또한 교육의 효과가 출생 코호트를 가로질러 어떠한 변화 양상을 보였는가를 살펴보았다. 분석 결과는 남녀 모두 최근의 출생 코호트의 경우 결혼을 하지 않는 개인들의 비중이 상대적으로 높게 나타나고 있음을 보여 주고 있는데, 이러한 출생 코호트별 격차는 남성의 경우에 더욱 뚜렷하게 관측되는 현상으로 나타나고 있다. 분석 결과는 또한 1970년 이전에 출생한 코호트의 경우 교육수준이 높은 개인들은 초기에는 결혼을 하는 비율이 낮지만 연령이 증가함에 따라 상대적으로 빠른 속도로 결혼을 함으로써 교육으로 인해 연기된 결혼을 사후적으로 “따라잡기”하는 현상이 남녀 모두에서 관측되었다. 그러나 1970년 이후에 출생한 코호트의 경우 교육수준이 높은 개인들의 “따라잡기”현상은 남성의 경우에 뚜렷하게 관측되는 현상이지만, 여성의 경우 고학력 여성들 중 결혼을 하지 않는 비중은 저학력 여성들에 비해 지속적으로 높게 나타나는 상이한 패턴을 보였다. 기존 연구들이 지적하는 바와 같이 본 연구의 분석 결과는 남성들의 경우 최근으로 올수록 저학력 남성들이 배우자를 찾을 기회가 상대적으로 취약해지고 있음을 반영하고 있으며, 여성들의 경우 고학력 여성들을 중심으로 결혼을 연기할 뿐만 아니라 생애 동안 결혼을 하지 않는 여성들의 비중이 점차 증가하고 있음을 시사하고 있다. 이러한 분석 결과는 성분리 규범이 강하게 작용하는 사회의 경우 교육이 초혼 형성에 미치는 효과가 성별로 상이하게 작용할 수 있음을 시사한다.

주제어: 교육, 초혼 형성, 출생 코호트

1. 서론

한국사회에 있어서 인구변동 요인들과 관련된 최근의 주요 인구학적 이슈 중의 하나는 급격한 출산율 감소 현상이다. 인구학적 논의들은 우리나라의 출산율 감소 현상이 초혼연령의 상승과 밀접한 연관성을 맺고 있음을 지적한다. 인구동태 통계 또한 1980년대 이후 혼인율이 감소 추세에 있으며, 특히 1997년 경제위기 이후 상대적으로 급격한 감소를 보여 주고 있다. 물론 과거에 비해 최근의 출생 코호트들이 결혼에 있어서 어떠한 차별적 패턴을 보이는가에 대한 보다 정확한 이해는 이들 출생 코호트들이 결혼과 관련된 행위를 완료할 것으로 추정되는 수십 년 후에 가능할 것이지만, 초혼연령과 혼인율에서 관측되는 이러한 최근의 경향은 우리나라에서 생애 동안 결혼을 하지 않는(marriage forgone) 개인들이 증가하는지 혹은 결혼을 하지만 단지 결혼의 시기가 연기되

* 국민연금연구원 부연구위원

고(marriage delayed) 있는가에 대한 인구학적 논의를 촉발시키고 있다.

우리나라를 포함한 많은 국가들의 경우 혼인율의 감소와 초혼연령 상승에는 고등교육의 팽창이 그 추동력으로 작용하고 있음이 지적되고 있다. 특히, 기존 연구들은 여성들의 교육기회의 확대 및 이로 인한 경제활동의 증가 현상이 혼인율의 감소 및 초혼연령의 상승과 밀접한 관련이 있음을 지적한다. 전통적으로 교육은 개인의 인적 자본의 축적을 표상하는 지표로 흔히 사용된다. 이러한 입장을 취할 경우 높은 수준의 교육을 받은 개인들 중 결혼을 하지 않는 개인들(특히, 여성)의 증가는 결혼으로부터 기대되는 효용이 감소하였음을 시사하는 것으로 해석된다. 그러나 다른 한편으로 교육수준의 증가는 반드시 결혼을 하지 않는 개인들의 비중을 증가시키지 않고 단지 결혼 시기를 연기하는 효과를 가질 수도 있는데, 이러한 시각의 경우 성인기로 진입하는 시기에 경험하는 커다란 불확실성이 그 원인이 되고 있음을 지적한다. 교육이 결혼에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 현재까지의 연구 결과는 양 견해 중 어떤 한 가지 시각을 지지하기 보다는 국가에 따라 상이한 결과를 보고하는 경향이 있다.

본 연구는 우리나라에서 교육이 초혼 형성과 어떠한 연관성을 맺고 있는가를 분석한다. 구체적으로 본 연구는 다음의 세 가지 측면에 분석의 초점을 맞춘다. 첫째, 최근의 연구 성과에 기초하여 본 연구는 교육(educational attainment)의 효과에서 재학상태(school enrollment)의 효과를 구분한 후 교육이 초혼 형성에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴본다. 둘째, 본 연구는 교육이 초혼 형성에 미치는 영향이 출생 코호트를 가로질러 어떠한 변화 양상을 보였는가를 살펴본다. 마지막으로 본 연구는 교육과 출생 코호트가 초혼 형성에 미치는 효과가 연령에 따라 차별적인 효과를 갖는가를 분석한다. 이러한 분석을 통해 본 연구는 결혼을 연기한 고등교육 취득자들이 교육의 종료와 함께 빠른 속도로 결혼을 함으로써 교육수준별 초혼비율에서의 격차가 사후적으로 해소되는 현상이 관측되는지 혹은 교육수준별 차이가 시간의 경과에 따라 지속적으로 관측되는가를 검토한다.

II. 연구배경

1. 교육과 결혼

1970년대까지 증가세를 보였던 우리나라 조혼인율은 1980년을 정점으로 한 이후 점차 감소하는 경향을 보여 주고 있는데, 특히 경제위기를 경험한 1997년 이후에는 혼인율의 감소가 상대적으로 크게 나타나고 있다. 1980년에 인구 천 명당 10.6이었던 조혼인율은 2003년에는 6.3 수준까지 떨어진 이후 점차 증가하는 추세를 보이고 있지만 2007년 현재 7.0 수준으로 아직 과거의 수준을 회복하지 못하고 있다. 한국 남녀의 평균 초혼연령 또한 지속적으로 증가하였는데 2007년의 경우 평균 초혼연령은 남성 31.1세 그리고 여성 28.1세로 매우 높은 수준을 보이고 있다. 이러한 인구동태 통계치들은 최근의 출생 코호트들이 과거에 출생한 코호트들에 비해 결혼을 늦게 하는 경향이 있음을 명확히 보여 주고 있다. 그러나 최근의 출생 코호트들이 연령의 증가에 따라 빠른 속도로 결혼

을 함으로써 과거의 출생 코호트들과 유사한 수준의 혼인율을 회복하게 되는지 아니면 최근의 출생 코호트들의 경우 생애 동안 결혼을 하지 않은 채로 남아 있을지는 여전히 의문으로 남아 있다.

교육과 초혼 형성에 관해 외국에서 이루어진 기존 연구들은 여성들의 초혼 형성 과정에 분석의 초점을 맞추는 경향을 보였는데, 여성들의 교육수준 향상과 이에 따른 경제적 독립성은 단순히 이들 여성들의 결혼을 연기하는 효과를 가질 뿐만 아니라 생애 동안 결혼을 하지 않는 여성들의 비율을 증가시킬 것이라는 논의가 있는 반면(예컨대, Becker, 1981), 여성들의 증가된 교육수준과 이로 인한 높은 경제활동 참가는, 비록 결혼을 연기하는 효과를 가지지만, 결혼을 하지 않는 고학력이나 경제력이 높은 여성들의 비율을 유의미하게 증가시키지는 않음을 지적하는 논의도 있다(예컨대, Blossfeld and Jaenichen, 1992; Goldstein and Kenney, 2001). 국내에서 이루어진 연구들은 대체로 교육과 초혼연령 사이에 존재하는 관계에 분석의 초점을 맞추는 경향이 있는데, 일반적으로 교육수준의 상승이 초혼연령의 상승과 유의미하게 연관되어 있음을 지적하고 있다. 그러나 또한 최근에는 교육수준이 높아질수록 초혼연령이 빨라지는 현상이 새롭게 관측되고 있음을 지적한다. 예컨대, 1970년부터 1990년까지의 혼인신고 자료를 분석한 이삼식(1993)의 분석 결과는 초기에는 대체로 교육수준이 높을수록 초혼연령이 높은 경향을 보였지만 최근으로 올수록 이러한 정적인 관계가 반전되어 1980년대 중후반의 경우 초등학교 이하의 초혼연령이 중·고등학교나 대학교 수준에 비해 오히려 높아지는 현상이 발생함을 보여 주고 있다(특히, 남성). 노동패널 자료를 분석한 박경숙 등(2005)의 연구에서도 남성의 경우 1990년 이후 결혼한 코호트의 경우 그 이전에 결혼한 코호트와 달리 교육수준이 높을수록 초혼을 빨리하는 경향이 있음을 보고 있다. 여성의 경우에도 1990-1997년에 결혼한 여성들은 그 이전에 결혼한 여성들과 달리 교육은 초혼 시기를 앞당기는 효과를 갖고 있는 것으로 나타나고 있다.¹⁾

교육과 결혼 사이에 존재하는 경험적 관계를 설명하기 위해 다양한 이론들이 제시되었지만, 특히 결혼(혹은 출산)에 관한 Becker(1981)의 경제학적 분석은 교육과 결혼 사이의 연관성을 이해하는 데 있어서 커다란 기여를 한 것으로 지적된다. 그는 개인들이 결혼을 하게 되는 근본적 요인을 성별 노동분업(남성은 경제활동 그리고 여성은 가사활동)이 갖는 이점에서 찾고 있다. 그러나 현대 사회에서 여성들에 대한 교육 기회의 증가 및 이로 인한 노동시장에서의 경제력 향상은 결혼으로 인한 편익을 감소시키는 동시에 가족 영역에서 투입된 시간의 기회비용을 증가시키며, 이에 따라 고등교육을 받은 여성들은 결혼을 연기하거나 생애 동안 결혼을 하지 않는 상황을 만들어 낸다. 결혼에 대한 Becker의 이러한 분석은 여성들의 교육수준 향상이 결혼의 연기뿐만 아니라 생애 동안 결혼을 하지 않는 여성들의 비중을 동시에 증가시키는 역할을 하게 됨을 시사하고 있다.

비록 결혼이나 출산과 관련된 이러한 Becker의 접근이 사회과학자들 사이에서 커다란 주목을 받았음에도 불구하고 이 이론의 이론적 그리고 경험적 타당성은 지속적인 논쟁의 대상이 되어 왔다. 예컨대, 교육이 가족 형성에 미치는 효과와 관련된 최근의 연구들은 교육이 갖는 효과의 크기뿐만 아니라 방향이 국가별로 상이한 양상을 보이고 있음을 지적한다(예컨대, Katus, Puur, Poldma, and

1) 그러나 1998년 이후에 결혼한 여성들의 경우 1990년 이전에 결혼한 여성들과 비교하여 교육의 효과는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있는데 그 원인은 불명확하다.

Sakkeus, 2007). 1950년대와 1960년대에 출생한 코호트들을 대상으로 하여 미국에서 이루어진 Goldstein과 Kenney(2001)의 분석 결과는 최근의 출생 코호트로 올수록 교육은 초혼 형성과 정적(+)으로 연관되어 있음을 보고하고 있다. 다시 말하면, 과거에는 교육수준이 높은 여성들이 결혼을 하지 않을 개연성이 높았지만 최근의 경우, 비록 결혼의 시기는 연기되지만, 교육수준이 높은 여성들의 혼인율이 오히려 높은 것으로 예측되고 있다. 독일의 사례를 분석한 Blossfeld와 Jaenichen(1992)의 분석 결과도 교육은 초혼(그리고 출산)을 연기하는 효과를 가지지만 고등교육을 획득한 여성들은 교육이 완료된 후 빠른 속도로 결혼(그리고 출산)을 함으로써 결혼을 하지 않는 여성들의 비율은 교육수준별로 유의미한 차이를 보이지 않는 것으로 나타나고 있다.

최근에 이루어지고 있는 연구들은 교육과 결혼 사이의 연관성에 관한 경험적 연구와 함께 이론적인 정교화를 모색하고 있는데, 특히, 성분리 규범과 관련된 사회체계가 교육 그리고 경제활동과 결혼 사이의 연관성을 조절하는 주요 요인임을 지적하고 있다. 최근의 논의들은 가족 형성에 관한 교육과 노동시장 참여의 효과가 일과 가족 사이의 양립성을 허용하는 정도와 유의미하게 연관됨을 지적하고 있다. 보다 구체적으로 양성 관계가 보다 평등한 사회일수록 일과 가족으로부터 요구되는 역할갈등이 줄어들어 일과 가족 형성을 병행하는 것이 보다 수월한 것으로 지적되고 있다(Katus et al., 2007; Raymo, 2003). 반대로 이러한 시각은 우리나라처럼 남성과 여성 사이의 성 역할 규범이 상대적으로 엄격히 분리된 국가들의 경우 결혼에 관한 교육의 효과는 남성과 여성의 경우 상이하게 작용할 개연성이 높음을 시사하고 있다.

2. 교육의 효과

교육과 결혼 사이의 연관성에 관한 분석에서 기존 연구들은 교육이 갖는 효과에 대한 충분한 고려를 하지 않는 경향이 있었다. 일반적으로 교육과 결혼 사이의 연관성 분석에서 기존 연구들은 교육이 인적 자본의 축적을 통하여 형성한 경제적 자원을 표상하는 지표로 이해하는 경향이 강하다. 그러나 최근에 이루어진 연구들은 기존 연구들에서 측정된 교육의 효과에는 인적 자본에의 투자 외에도 교육을 받는 기간 동안의 재학상태(school enrollment)가 결혼을 억제하는 추가적인 효과가 있음을 지적한다. 교육이 인적 자본의 축적을 통해 결혼을 연기시키는 효과와 재학상태가 결혼을 연기시키는 효과는 그 효과의 지속성 측면에서 구분될 수 있다. 교육이 인적 자본의 축적에 미치는 영향의 경우 고등교육의 획득을 통한 경제적 독립과 가족 영역에서의 전통적인 역할 수행 사이의 긴장은 장기적으로 지속적인 효과를 갖는 반면 교육을 받는 기간 동안 재학상태가 갖는 결혼 억제효과는 교육을 최종적으로 완료하는 시기에 종료된다는 차이를 보인다고 할 수 있다(Blossfeld and Jaenichen, 1992).

재학상태가 결혼을 억제하는 효과는 기본적으로 학교와 가족의 영역에서 성공적으로 역할을 병행하기가 현실적으로 매우 어렵다는 점과 일반인들에 비해 학생들이 경험하는 경제적 자원의 부족에 의해서 설명될 수 있다. 특히, 우리나라와 같이 학생의 신분을 유지하는 동안 경제적으로 독립하지 못하고 부모에게 전적으로 의존하는 개인들이 많은 경우 학생의 신분을 유지하는 것과 결혼

을 하는 것은 상호 양립하기가 매우 어려운 관계에 놓여 있다. 재학상태와 결혼이 양립되기 어려운 이유는 또한 일반적으로 학생 신분을 유지하는 기간의 경우(특히, 고등교육 단계에 위치할 경우) 개인의 인적 자본이나 기술이 노동시장의 요구와 어느 정도 일치할 것인가에 대한 불확실성이 매우 큰 것에도 관련이 있다(Oppenheimer, 1988). 앞의 설명들과 반드시 모순되지 않는 또 다른 설명으로는 생애과정에서 발생하는 사건들의 순서와 관련된 사회적 규범의 영향을 지적할 수 있는데, 이러한 시각은 학생으로서의 신분을 유지할 경우 교육을 완료할 때까지 가족 형성을 연기하여야 한다는 사회적 규범의 역할을 지적한다(Blossfeld and Huinink, 1991; Waite and Spitze, 1981).²⁾ 이러한 상황에서 교육을 최종적으로 완료하는 것은 결혼을 하기 위한 중요한 선행 조건을 이룬다고 할 수 있다. 최근에 이루어진 경험적 연구들은 학업과 가족 형성을 병행하는 어려움이 많은 국가들에서 공통적으로 관측되는 현상임을 지적하고 있다(Blossfeld and Jaenichen, 1992; Katus et al., 2007; Raymo, 2003).³⁾

III. 자료 및 분석 방법

1. 자료 및 변수

본 연구가 기초하고 있는 자료는 한국노동연구원이 1998년부터 매년 수집하고 있는 노동패널 자료이다. 본 연구의 분석 대상자들은 노동패널 10회 차를 기준으로 연령대가 18~49세에 해당하는 개인들이다. 본 자료의 경우 18세 이전에 초혼을 한 경우는 극소수에 불과하기에 18세 미만은 분석 대상에서 제외한다. 뒤에서 자세히 언급하겠지만 본 연구는 이산형 생존분석(discrete-time survival analysis)에 기초하고 있으며, 분석 단위는 개인이 아니라 개인-기간(person-period) 자료이다. 본 연구의 경우 시간의 측정은 18세부터 시작되며, 측정의 종료는 18세 이후에 초혼을 함으로써 혹은 2007년에 최종적으로 관측이 종료될 때까지 초혼을 하지 않을 경우 최종 면접 시점에서의 연령 혹은 49세 중 선행하는 연령에서 관측이 종료된다.

본 연구가 분석 대상으로 하고 있는 초혼은 회고적(retrospective) 정보와 관측 기간(1998~2007년)의 경과에 따라 발생한(prospective) 정보를 동시에 포함하고 있다. 본 연구에서 초혼연령(event

2) 국내에서 이루어진 은기수(1995)의 연구는 결혼으로의 이행 과정에서 있어서 연령규범과 순서규범의 영향을 검토하고 있는데, 결혼적령기의 경우 남녀 모두 연령규범과 순서규범을 지키지만 결혼적령기를 지날 경우 남성은 결혼 전에 안정된 직장을 획득해야 한다는 순서규범이 그리고 여성의 경우 경제활동 상태와는 관계없이 연령규범의 영향이 더욱 큰 것으로 나타나고 있다. 이러한 논의는 (고등교육 단계로 진학함으로써 인해) 결혼적령기가 지날 경우 재학상태의 결혼 억제효과는 남성의 경우 상대적으로 더욱 강하게 나타날 수 있음을 시사한다.

3) 물론 초혼연령이 교육 기간에 미치는 영향을 고려할 수 있지만 교육과 초혼연령 사이에 존재하는 지배적인 영향력의 방향은 교육 기간에 따른 초혼연령에서의 변화이다(Blossfeld and Jaenichen, 1992).

time)은 출생 시점 정보와 사건(event) 혹은 센소링(censoring) 발생 시점 정보를 활용하여 월단위로 구성된다. 본 연구에서 검토하는 예측변수들로는 본 연구의 초점인 교육수준 외에도 재학상태, 출생 코호트, 유년기 성장지, 종교, 부모의 교육수준, 유년기 부모의 사회계층이 고려된다. 최근의 연구들이 지적하는 것처럼 본 연구는 교육(educational attainment)과 재학상태(school enrollment)를 구분하여 그 효과를 검토하기로 한다. 본 연구에서 교육은 관측기간 동안 개인들이 획득한 가장 높은 수준의 학력을 의미하는 시불변(time-invariant) 범주형 변수로 고졸 이하(준거범주), 전문대, 그리고 대학 이상으로 구분한다.⁴⁾ 교육과 달리 재학상태의 경우 시변(time-varying) 더미변수로 구성된다. 그러나 개인들의 회고적 정보를 상당 부분 활용하고 있는 본 연구의 경우 연령별 정확한 재학상태를 확인하는 것은 가능하지 않다. 비록 불완전한 측면이 있지만 본 연구에서는 개인이 획득한 최종 교육년수에 기초하여 8세 이후부터 최종 교육년수까지 연속적으로 학생의 신분을 유지한 것으로 가정하기로 한다(유사한 접근으로 Raymo(2001)를 참조).⁵⁾ 출생 코호트의 분류는 노동 패널과 같이 조사가 최초 시작된 시점(1998년)에서 (특정한 출생 코호트 대신) 이질적인 연령집단을 조사한 자료(age-stock sample)의 경우 그 분류에 있어서 작위적인 분류가 불가피하게 필요하다. 본 연구에서는 분석 모형의 간명성 그리고 출생 코호트별 사례 수의 분포를 고려하여 1970년 이후에 출생한 코호트와 그 이전에 출생한 코호트를 구분한다(1970년 이후 출생 코호트 = 1).

본 연구는 또한 개인들의 결혼과 연관성을 지닐 수 있는 여러 변수들을 통제변수로 고려하는데, 우선, 결혼과 관련하여 개인들의 가치관 형성에 기여할 수 있는 조사 대상자의 유년기(14세 경) 성장지를 고려한다. 유년기 성장지는 더미변수로 광역시 거주자와 비광역시 거주자를 구분한다(비광역시 거주 = 1). 유사하게 본 연구는 또한 조사 대상자의 종교 보유 여부를 고려하는데, 비록 다양한 종교적 분과를 고려할 수 있지만, 본 연구에서는 종교의 보유 여부만을 구분한다(보유 = 1). 마지막으로 본 연구는 또한 부모의 사회경제적 지위를 고려하는데 부모의 교육수준은 범주형 변수로 고졸 미만(준거범주), 고졸, 전문대 이상의 범주로 구분한다. 부모의 사회계층은 조사 대상자의 유년기 시절 부모의 사회경제적 지위를 측정하는데, 직업과 종사상 지위를 기준으로 하여 블루칼라, 화이트칼라(준거범주), 고용주, 자영자/무급가족종사자로 분류한다. 부모의 교육과 사회계층은 아버지의 교육수준과 사회계층을 우선으로 하며, 아버지의 정보가 이용 가능하지 않을 경우 어머니의 정보로 대체되었다.⁶⁾

4) 교육은 또한 시변(time-varying) 변수로 구성될 수 있는데, 이러한 접근은 개인이 보유하고 있는 현재의 경제적 능력을 포착할 경우에 선호되는 것으로 지적된다. 교육과 결혼 사이의 연관성과 관련된 연구의 경우 개인이 획득한 최종적인 교육수준을 고려하는 것이 일반적이다.

5) 이러한 접근은 여성의 경우 대체로 정확성이 높은 것으로 평가할 수 있지만 남성의 경우 군대 복무와 관련하여 상대적으로 정확성이 떨어진다고 할 수 있다.

6) 극소수이지만 주부 및 무직자가 존재하는데 본 연구에서는 이들을 자영자/무급가족종사자의 범주로 분류한다.

2. 분석 방법

교육이 초혼 형성에 미치는 영향에 관한 분석의 경우 초혼의 발생 「여부」뿐만 아니라 초혼이 발생한 「시점」에 대한 분석은 매우 중요한 의미를 갖는다고 할 수 있다. 결혼 시기에 대한 교육의 영향과 관련된 기존 연구가 교육수준의 증가에 따라 초기에는 결혼 시기의 연기가 발생하지만 교육을 완료할 경우 압축적인 기간 동안 빠른 속도로 결혼을 하는 경향을 지적하고 있음을 고려할 때 초혼 「시점」에 관한 분석은 매우 중요하다. 따라서 교육이 초혼 형성에 미치는 영향과 관련된 적절한 분석 방법은 초혼의 발생 여부뿐만 아니라 초혼이 이루어지는 시점(본 연구의 경우 연령)을 동시에 고려할 필요성이 크다. 어떤 특정한 목적 사건(target event) 발생까지의 기간(event time)과 관련된 분석은 센소링(censoring)의 발생, 시간에 따라 값이 변하는 변인들(time-varying covariates)의 모형화, 정규성(normality) 가정 위배 등의 문제로 인해 전통적인 회귀분석 대신 생존분석(survival analysis)이 일반적으로 사용된다(Allison, 1982).

교육이 초혼 형성에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구에서 사용하는 방법은 이산형 해저드 모형(discrete-time hazard model)이다. 우리나라의 경우 현재까지 목적 사건의 발생 기간에 관한 분석은 대체로 콕스 회귀모형(Cox regression model)을 통하여 이루어지는 경향이 있으며, 이산형 생존모형을 활용한 연구들은 상대적으로 제한적이다(예컨대, 은기수, 1995, 1999). 콕스 회귀모형에 비해 이산형 생존모형이 갖는 중요한 장점은 기준선 해저드(baseline hazard)의 형태를 명시적으로 확인할 수 있다는 점이다. 기준선 해저드는 시간(본 연구의 경우 연령)의 경과에 따라 목적 사건(초혼)이 발생하는 패턴과 관련된 유용한 정보를 제공한다. 물론 콕스 회귀모형의 경우도 기준선 해저드의 형태를 사후적으로 파악할 수 있지만, 콕스 회귀모형을 사용한 후 사후적이거나 기준선 해저드의 형태를 논의하는 연구를 찾아보기는 쉽지 않다. 또한 이산형 생존모형은 콕스 회귀모형과 달리 분석 자료를 적절히 재구축한 후 전통적으로 이분변수(binary variable)의 분석과 관련하여 널리 활용되는 분석 모형(예를 들면, 로짓 모형이나 보(여) 로그-로그 모형)를 활용할 수 있는 장점을 지니고 있다.

앞에서도 언급했듯이 본 연구에서 분석하는 자료는 개인-기간(person-period)의 자료 구조를 취한다. 개인-기간의 자료 구조에서 기본적인 시간축은 인구학에서 결혼과 관련하여 밀접한 연관성을 맺고 있는 연령이며, 관찰은 18세에서 시작하여 초혼이 발생할 경우 초혼이 이루어진 시점의 연령 그리고 센소링(censoring)이 발생한 경우 관측된 최종 인터뷰가 이루어진 시점에서의 연령 혹은 49세 중 선행 날짜의 도래와 함께 종료한다. 시간축을 표시하는 연령(Age_{ij}), 시불변(time-invariant) 예측변수(X_i), 시변(time-varying) 예측변수(Z_{ij})를 사용하여 본 연구에서 사용하는 이산형 생존모형을 간략히 명시화하면 다음과 같다(i 는 개인 그리고 j 는 초혼까지의 연령을 각각 표시함).

$$\text{모형 1: } \log[-\log(1 - h_{ij})] = \alpha_0 + \alpha_1 (Age_{ij} - c) + \alpha_2 (Age_{ij} - c)^2$$

$$\text{모형 2: } \log[-\log(1 - h_{ij})] = \text{모형 1} + \sum \beta_k X_{i.k} + \sum \gamma_p Z_{ijp}$$

$$\text{모형 3: } \log[-\log(1-h_{ij})] = \text{모형 2} + BH \times \text{EDU}$$

$$\text{모형 4: } \log[-\log(1-h_{ij})] = \text{모형 2} + BH \times \text{COHORT}$$

$$\text{모형 5: } \log[-\log(1-h_{ij})] = \text{모형 2} + \text{EDU} \times \text{COHORT}$$

$$\text{모형 6: } \log[-\log(1-h_{ij})] = \text{모형 2} + BH \times \text{EDU} \times \text{COHORT}$$

모형 1은 연령의 증가에 따른 보(여) 로그-로그(complementary log-log) 기준선 해저드의 형태를 묘사하는데, 이러한 기준선 해저드를 통하여 어떤 특정 연령에 도달한 시점에서는 아직 결혼을 하지 않았지만 해당 연령에서 결혼을 할 조건부 확률에 관한 정보를 도출할 수 있다. 기준선 해저드를 모형화하는 다양한 방법이 논의되고 있지만, 본 연구의 경우 기준선 해저드의 형태와 관련하여 연령을 표시하는 모든 시간더미 변수들을 생성하여 분석모형에 포함하는 대신 함수적 형태의 기준선 해저드를 고려한다. 비록 연령을 표시하는 모든 더미변수들을 생성하여 이를 분석에 활용하는 접근이 기준선 해저드의 형태에 보다 큰 유연성을 부여할 수 있는 장점이 있지만, 이러한 방법은 추정해야 할 모수의 증가 문제와 사례 수의 부족으로 인해 진정한 해저드의 변동이 아닌 표집 변이에 기인한 해저드의 변동을 반영할 개연성이 있는 등의 문제를 가지고 있다(Efron, 1988; Fahrmeird and Wagenpfeil, 1996; Singer and Willett, 2003). 연령별 초혼 발생과 관련된 기존의 논의를 고려하여 본 분석에서는 2차 함수 형태의 기준선 해저드를 구성한다, 이러한 간명한 기준선 해저드의 구성은 뒤에서 검토하게 될 예측변수들(예컨대, 교육수준과 출생 코호트)과 기준선 해저드 사이에 존재할 수 있는 상호작용을 검토할 수 있는 매우 유용한 접근이다.

모형 1에서 표시되는 것처럼 본 연구는 또한 기준선 해저드의 구성에서 남성의 경우 30세 그리고 여성의 경우 28세를 기준으로 한 중심이동(centering)이 이루어진다. 기준선 해저드가 이차함수의 형태를 갖고 있기에 그 해석은 이차함수에서의 계수에 대한 해석과 동일하게 상수항(α_0)은 남성 30세 그리고 여성은 28세 시점에서의 보(여) 로그-로그 해저드의 값을 의미한다. 또한 기울기 계수를 나타내는 α_1 은 중심이동이 이루어진 연령(남성 30세 그리고 여성 28세)에서 나타나는 시간(연령)의 단위당 변화에 따른 보(여) 로그-로그 해저드에서의 증감을 나타내며, 곡선 계수인 α_2 는 보(여) 로그-로그 해저드의 형태가 오목형 혹은 볼록형인지를 결정한다.

모형 2는 기준선 해저드와 함께 예측변수들의 주 효과(main effect)를 고려하는 모형이다. 이 때 예측변수들의 계수는 준거집단(다른 예측변수들을 통제된 상태에서 해당 예측변수의 값이 영(zero)에 해당하는 집단)에 대비해 기준선 해저드가 상하 수직으로 이동하는 효과를 나타낸다. 모형 3과 모형 4는 교육수준과 기준선 해저드 그리고 출생 코호트와 기준선 해저드 사이의 상호작용을 검토하는 모형이다. 본 연구의 경우 예측변수와 기준선 해저드 사이의 상호작용을 검토함으로써 시간(연령)의 경과에 따라 초혼 형성 해저드가 비비례적(non-proportional)으로 변화하는지를 살펴보는 데,7) 이러한 비례적 해저드 가정(proportional hazard assumption)의 완화는 교육과 출생 코호트가

7) 일반적으로 콕스모형을 비례위험모형(proportional hazard model)으로 명명하지만 엄밀한 의미에서 이러한 명명은 정확하지 않은데, 이는 콕스 회귀모형도 모형의 설정에 따라 비비례위험모형(nonproportional

초혼에 미치는 영향이 시간(연령)의 경과에 따라 상이하게 나타날 수 있다는 점과 관련된다. 예를 들면, 교육수준이 높은 개인들은, 비록 초기에는 교육 기간의 연장으로 인해 결혼을 할 개연성이 낮지만, 연령이 증가함에 따라 교육을 완료함으로써 빠른 속도로 결혼을 함으로써 이른바 “따라잡기(catch-up)”현상이 발생할 수 있다. 모형 5는 교육과 출생 코호트 사이의 상호작용을 검토하는 모형으로 교육이 초혼 형성에 미치는 영향이 출생 코호트에 따라 상이한 효과를 갖는가를 검토하는 모형이다. 마지막으로 모형 6은 본 연구에서 검토하는 최종적인 모형으로서 교육, 출생 코호트, 그리고 기준선 해저드 사이의 동시적 상호작용을 검토하는 모형이다.

방정식 (1)-(6)에서 표현되었듯이 링크함수(link function)와 관련해서 본 연구는 보(여) 로그-로그 링크(complementary log-log link)를 사용한다. 이항변수와 관련하여 상대적으로 널리 알려진 로짓 링크(logit link)를 사용할 수도 있지만, 본 연구에서 사용되는 시간(초혼까지의 연령)이 본질적으로 이산적(discrete)이라기보다는 연속적(continuous)인 속성을 갖고 있음을 고려할 때 로짓 링크보다는 보(여) 로그-로그 링크(complementary log-log link)를 사용하는 것이 권장된다(Singer & Willett, 2003). 또한 보(여) 로그-로그 링크를 사용한 모형은 연속형 시간을 모형화하는 콕스 회귀 모형과 밀접히 연관되어 있음이 지적될 필요가 있다. 보(여) 로그-로그 생존모형과 콕스모형 모두 분석 결과의 해석과 관련하여 추정된 계수를 지수화한 값(exponentiated value)은 해저드비(hazard ratio) 혹은 역학 분야에서 널리 사용되고 있는 상대위험(relative risk)이다.

IV. 분석 결과

1. 연령별 초혼 형성 패턴

교육과 초혼 형성 사이의 연관성에 관한 본격적인 분석에 앞서 [그림 1]은 노동패널 자료를 통해서 관찰되는 연령별 초혼 형성 해저드의 패턴을 보여 주고 있다(백분율). 비록 탐색적인 수준이지만 분석 자료를 통한 연령별 해저드의 검토는 후속적으로 이루어지는 생존분석에서 기준선 해저드의 설정과 관련하여 매우 유용한 함의를 제공한다. 이산형 생존모형에서 해저드는 확률, 보다 구체적으로 조건부 확률(conditional probability)의 의미를 갖는데,⁸⁾ 예컨대 [그림 1]은 28세 도달 시점까지 미혼상태로 남아 있던 여성 가운데서 29세 도달 이전에 초혼을 경험할 확률(해저드)은 대략 .23에 이르고 있다(남성의 경우 대략 .2).

남녀 모두 초혼 형성의 연령별 패턴은 일반적으로 기대되는 바와 같이 대체로 포물선의 형태를 나타내고 있지만, [그림 1]은 남성에 비해 여성의 초혼 형성 패턴이 보다 압축적으로 나타나고 있음을 보여 주고 있다. 여성의 경우 연령의 증가에 따라 상대적으로 초혼 형성 해저드가 급격히 상

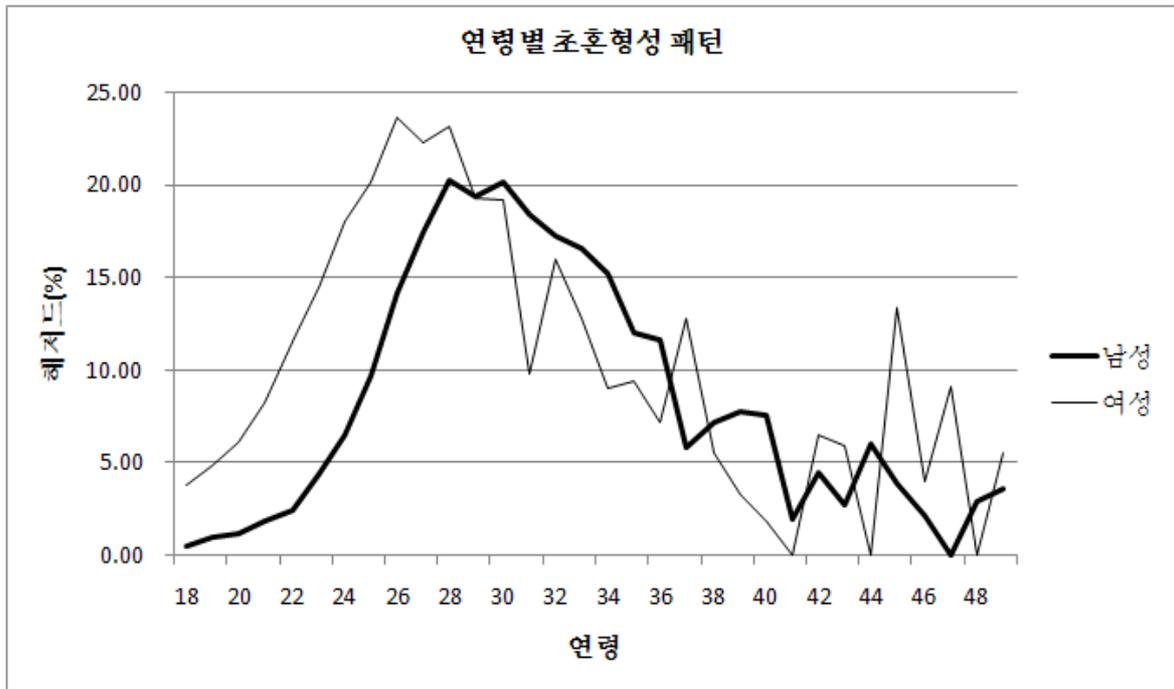
hazard model)이 될 수 있기 때문이다.

8) 목적 사건 발생까지의 시간을 연속적으로 취급하는 연속형 생존분석의 경우 해저드의 엄격한 정의는 확률이 아닌 비율(rate)이다.

증하는 동시에 30대 이후 급격히 감소하는 패턴을 보여 주고 있다. 여성에 비교할 때 남성의 초혼 형성 해저드의 패턴은 상대적으로 늦게 상승하는 동시에 완만하게 감소하고 있음을 보여 주고 있다. 노동패널 자료를 통해서 계산된 초혼 형성 해저드는 여성의 경우 26~28세 그리고 남성의 경우 28~30세 구간에서 정점을 이루는 것으로 나타나고 있다.

[그림 1]이 보여 주고 있는 초혼 형성 해저드의 패턴은 사회조사에 기초한 표본 자료를 통해 도출된 것임에 유의할 필요가 있다. 결과적으로 [그림 1]에서 나타나고 있는 초혼 형성 해저드의 연령별 패턴은 해저드의 연령별 패턴과 함께 표집 변이를 동시에 반영하고 있다. 특히, 30대 중반 이후의 경우 표본 사례 수의 제한으로 인해 연령별 해저드는 급격히 변화하는 모습을 보이는데 이는 진정한 연령별 해저드의 변화라기보다는 표집 변이를 반영하는 것으로 해석하는 것이 보다 적절한 것으로 보인다. 이러한 패턴은 앞에서 생존모형의 기준선 해저드의 구성에서 개별 연령을 표상하는 모든 시간더미를 구성하는 접근이 문제적일 수 있으며, 이를 해결하기 위해서는 연령을 그룹화하거나 본 연구의 경우처럼 함수형 형태로 기준선 해저드를 모형화하는 것이 보다 적절함을 시사하고 있다.

[그림 1] 초혼 형성 해저드의 연령별 패턴



2. 교육과 초혼 형성

<표 1>과 <표 2>는 교육과 초혼 형성 사이의 연관성에 관한 이산형 생존모형의 분석 결과를 보여 주고 있다. 모형 1은 앞에서 언급한 것과 같이 본 연구가 모형화하고 있는 기준선 해저드의 패턴을 보여 주고 있다. 분석 결과는 연령 30세(남성) 그리고 28세(여성)에서 추정된 보(여) 로그-

로그 해저드 값은 각각 -1.449 그리고 -1.359 이며, 중심 이동된 연령에서 보(여) 로그-로그 해저드의 순간 변화율(instantaneous rate of change)은 남성 $.044$ 그리고 여성 $.012$ 로 나타나고 있다. 또한 남녀 모두 곡선 계수의 추정치가 음수로서 앞의 연령별 해저드의 패턴 분석에서 나타난 바와 같이 오목형 형태임을 보여 주고 있다. 기울기 계수와 곡선 계수를 사용하여 남녀의 기준선 해저드가 정점을 이루는 지점을 계산하면 남성 30.88세 그리고 여성 28.33으로 나타나고 있다.

모형 2는 기준선 해저드에 교육과 출생 코호트를 포함하고 있으며, 교육의 효과에서 재학상태가 갖는 효과를 제거하기 위해 재학상태를 또한 모형에 포함하고 있다. 재학상태와 출생 코호트를 통제된 상태에서 분석 결과는 고졸 이하 남성에 비해 전문대 학력을 지닌 남성이 전 연령구간(18~49세)에 걸쳐 초혼을 할 해저드가 대략 18% 정도 낮음을 보여 주고 있다. 그러나 분석 결과는 또한 대졸 이상 남성과 고졸 이하 남성 사이에는 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 재학상태의 경우 기존 연구들이 제시한 결과와 일관되게 학생 신분은 교육수준이 높은 개인들이 결혼을 연기하는 현상을 설명하는 데 있어서 매우 중요한 역할을 하고 있음을 보여 주고 있다. 보다 구체적으로 (학생에 대비되는 개념으로서) 일반인의 초혼 형성 해저드는 학생에 비해 3배 이상인 것으로 나타나고 있다. 마지막으로 출생 코호트가 갖는 효과와 관련하여 분석 결과는 예상되는 바와 같이 1969년 혹은 그 이전에 출생한 코호트가 1970년 이후에 출생한 코호트에 비해 전 연령 기간에 걸쳐 초혼을 할 해저드가 유의미하게 높은 것으로 나타나고 있으며, 그 차이는 대략 2.4배 수준인 것으로 나타나고 있다. <표 2>는 여성의 경우에도 대략 남성의 경우와 유사한 분석 결과가 나타나고 있음을 보여 주고 있다. 다만 교육의 효과와 관련하여 고졸 이하 여성에 비해 대졸 이상 여성의 초혼 형성 해저드가 유의미하게 낮게 나타나는 모습을 보이고 있다.

모형 3은 모형 2에 기타 통제변수들을 고려한 모형이다. 통제변수들을 고려할 경우에도 전반적인 패턴은 대체로 유사하다. 다만 남성의 경우 비록 한계적으로 유의미하지만 고졸 이하에 비해 대졸 이상의 초혼 형성 해저드가 오히려 높게 나타나는 패턴을 보인다. 여성의 경우에도 이러한 경향을 볼 수 있는데 통제변수를 고려하지 않을 경우 대졸 이상의 초혼 형성 해저드가 유의미하게 낮게 나타났지만 통제변수들을 고려할 경우 고졸 이하와 대졸 이상의 차이는 통계적으로 유의미하지 않다. 남성과 여성 표본 모두에서 통제변수들 또한 초혼 형성을 설명하는 유의미한 변수로 나타나고 있다. 종교를 소유하는 것과 유년기에 비광역시에서 성장하는 것은 모두 초혼 형성과 유의미하게 연관되는 것으로 나타나고 있다. 부모의 교육수준과 관련해서는 대체로 부모의 교육수준이 낮을수록 초혼을 할 해저드가 높은 것으로 나타나고 있으며, 부모의 사회계층과 관련해서는 유년기 시점에서 부모가 블루칼라 임금근로자인 경우에 비해 부모가 고용주나 자영자인 경우 초혼을 할 개연성이 유의미하게 높은 것으로 나타나고 있다.

<표 1>과 <표 2>에서 모형 2와 모형 3은 비례 해저드 모형으로서 준거집단에 대비해서 비교집단의 해저드가 전 연령구간에 걸쳐 상하 수직으로 비례적으로 이동한다는 가정(비례 해저드 가정)에 기초하고 있다. 그러나 앞서서도 언급했듯이 교육수준이 증가함에 따라 초기에는 결혼의 연기 현상이 나타나지만 교육수준이 높은 개인들은 교육을 완료할 경우 상대적으로 빠른 속도로 결혼을 할 개연성이 존재한다. 모형 4는 교육의 효과가 연령에 걸쳐 상이한 효과를 갖는가를 검토하는 모

형이며, 모형 5는 출생 코호트의 효과가 연령에 걸쳐 차별적으로 나타나는가를 검토하는 모형이다.

분석 결과는 남녀 표본 모두에서 교육과 출생 코호트의 효과는 연령에 따라 상이하게 나타나고 있음을 보여 주고 있다. 기준선 해저드가 이차함수의 형태이기에 교육과 출생 코호트가 초혼 형성에 미치는 효과가 연령구간에 걸쳐 어떻게 상이하게 나타나는가를 이해하기 위해서는 교육과 출생 코호트의 주된 효과(main effect)뿐만 아니라 모든 상호작용항들을 동시에 고려할 필요가 있다. 분석 결과는 남성의 경우 대략 27세를 기점으로 하여 전문대와 대졸 이상 남성의 초혼 형성 해저드가 고졸 이하를 능가하는 것으로 나타나고 있으며, 31~32세 수준까지 이러한 교육수준별 초혼 형성 해저드의 격차는 더욱 커지며 이후 감소하는 것으로 나타나고 있다. 여성의 경우에도 남성의 경우와 마찬가지로 고졸 이하의 여성에 비해 전문대 그리고 대졸 이상 여성들이 초기에는 초혼 형성 해저드가 낮지만 24~25세를 기점으로 따라잡기(catch-up) 현상이 발생하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 남성들과 달리 30대 초반을 거치면서 전문대와 대졸 이상 여성이 보이는 해저드는 급격히 감소하여 오히려 고졸 이하에 비해 낮게 나타나는 패턴을 보이고 있다. 종합하면 남성의 경우 고학력 남성은 저학력 남성에 비해 일정한 연령대 이후 지속적으로 높은 초혼 형성 해저드를 보이지만, 여성의 경우 이러한 현상은 20대 후반과 30대 초반에만 한정되는 것으로 나타나고 있다.

출생 코호트와 기준선 해저드 사이의 상호작용과 관련하여 분석 결과는 남성의 경우 1970년 이후 출생한 코호트가 그 이전에 출생한 코호트에 비해 전 연령 구간에 걸쳐 초혼 형성 해저드가 지속적으로 낮게 나타나고 있지만 출생 코호트 사이의 격차는 대략 30세 경에 도달할 때까지 확대되며 이후 점차 감소하는 것으로 나타나고 있다. 여성의 경우도 남성과 동일하게 1970년 이후에 출생한 코호트의 경우 초혼 형성 해저드는 전 연령구간에 걸쳐 지속적으로 1970년 이전에 출생한 코호트에 비해 낮게 나타나고 있다. 남성이 대략 30세를 기점으로 함에 비해 여성의 경우 대략 27를 기점으로 양 출생 코호트들의 격차가 점차 감소하는 패턴을 보이는 특성을 가지고 있다.

모형 6은 교육과 출생 코호트 사이의 상호작용을 검토하는 모형으로서 남성의 경우 교육의 효과는 출생 코호트별로 유의미한 차이를 갖지 않는 것으로 나타나고 있다. 이러한 분석 결과는 교육의 효과가 코호트를 가로질러 비례적이었음을 시사한다. 반면 여성의 경우 비록 한계적이지만 교육의 효과는 출생 코호트별로 상이하게 나타나는데 고졸 이하에 비해 전문대와 고졸 이상 모두 1970년대 이후에 출생한 코호트일수록 초혼을 할 해저드가 낮게 나타나고 있다. 이러한 분석 결과는 남성에 비해 여성의 경우 상대적으로 최근의 출생 코호트로 올수록 고학력 여성들이 결혼을 연기하거나 결혼을 하지 않을 개연성이 높음을 시사하고 있다.

모형 7은 본 연구가 검토하는 가장 종합적인 모형으로서 기준선 해저드, 교육, 그리고 출생 코호트 사이의 상호작용을 동시에 고려하고 있다. 추정된 계수들을 통한 분석 결과의 해석상 어려움을 고려하여 본 연구는 생존함수를 통하여 분석 결과를 해석하기로 한다. [그림 2]와 [그림 3]은 남녀 표본의 모형 7을 기초로 하여 추정된 생존확률을 표시하고 있다. 다변량 분석의 속성상 교육과 출생 코호트를 제외한 예측변수들의 경우 일정한 값으로 고정시켰다.⁹⁾ [그림 2]와 [그림 3]은 남녀별

9) 보다 구체적으로 본 생존확률의 계산에서의 증거집단은 종교 미보유, 유년기 성장지가 비광역시, 부모의 교육수준이 고졸 미만, 유년기 부모의 사회계층이 블루칼라인 집단이다.

로 교육수준과 출생 코호트에 의해서 분류되는 6 집단의 생존확률(초혼을 하지 않은 채로 남아 있을 확률)을 보여 주고 있다. 생존확률의 패턴을 살펴 볼 때 가장 주목할 만한 차이는 코호트별 차이로 나타나고 있다. 남녀 모두 1970년대 이후 출생한 코호트의 경우에 결혼을 하지 않고 미혼으로 남아 있을 확률이 1970년 이전에 출생한 코호트에 비해서 상대적으로 매우 높게 나타나고 있음을 살펴볼 수 있다. 출생 코호트별 차이는 남성의 경우에 더욱 뚜렷하게 관측되는 현상으로 나타나고 있다. 1970년 이전에 출생한 개인들의 경우 비록 초기에 학력 간 차이가 관측되지만 연령이 증가함에 따라 그 차이는 감소하는 패턴을 보여 준다.

1970년 이전에 출생한 남성의 경우 고졸 이하의 결혼이 초기에는 상대적으로 빠르게 나타나지만 그 격차는 점차 감소하여 30대 초반에는 역전되는 패턴을 보이고 있다. 특히, 대졸 이상의 경우 초기에는 결혼하는 비율이 낮게 나타나지만 31~32세를 기점으로 고졸 이하나 전문대에 비해 결혼을 하지 않는 비율이 가장 낮은 수준을 보이고 있다. 1970년 이전에 출생한 코호트의 경우 교육수준이 높은 개인들의 “따라잡기” 현상은 여성들의 경우에도 관측되는 현상인데, 본 연구에서 설정된 기준집단의 경우 학력수준에 관계없이 결혼을 하지 않는 여성들의 비중은 10% 미만으로 나타나고 있다.

그러나 1970년 이후에 출생한 코호트의 경우 교육수준별 초혼 형성 패턴은 상이하게 나타나고 있다. 비록 1970년 이전에 출생한 코호트에 비해 결혼을 하지 않는 비중이 상대적으로 매우 높게 나타나고 있지만 남성의 경우 여전히 교육수준이 높은 개인들의 “따라잡기” 현상은 관측되고 있다. 다시 말하면, 전문대와 대졸 이상의 남성은 고졸 이하에 비해 초기에는 결혼을 하는 비율이 낮지만 20대 후반을 기점으로 하여 그 패턴이 역전되는 모습을 보이며 연령이 증가할수록 교육수준별 격차는 커지는 모습을 보인다. 그러나 1970년대 이전에 출생한 코호트에 비해 대졸 이상이 전문대에 비해 결혼 비율이 높게 나타나지는 않고 있다. 남성에 비교할 때 여성의 경우에 상이하게 관측되는 것은 교육수준이 높은 여성들의 “따라잡기” 현상이 뚜렷하게 나타나지 않는다는 점이다. 비록 전문대와 대졸 이상의 여성들이 20대 후반에 상대적으로 빨리 결혼을 하는 패턴을 보이지만 결혼을 하지 않는 여성들의 비율은 30대 중후반까지 고졸 이하에 비해 지속적으로 높게 나타나고 있다.

<표 1> 교육과 출생 코호트 그리고 초혼 형성: 남성

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7
상수항	-1.449 ***	-1.242 ***	-1.642 ***	-1.715 ***	-1.663 ***	-1.630 ***	-1.701 ***
연령	.044 ***	.024 ***	.029 ***	.007	.027 ***	.029 ***	.010
연령 제곱	-.025 ***	-.022 ***	-.022 ***	-.022 ***	-.021 ***	-.022 ***	-.022 ***
교육(고졸 이하)							
전문대		-.168 ***	-.110 *	.285 ***	-.101 *	-.129 *	.148 †
대학교 이상		-.010	.069 †	.365 ***	.049	.046	.294 ***
제학상태(재학)		-1.156 ***	-1.133 ***	-.512 ***	-1.047 ***	-1.131 ***	-.466 ***
출생 코호트(1970+)		-.874 ***	-.752 ***	-.741 ***	-.545 ***	-.817 ***	-.858 ***
종교(보유)			.180 ***	.180 ***	.177 ***	.179 ***	.179 ***
유년기 성장지(비광역시)			.214 ***	.209 ***	.212 ***	.211 ***	.205 ***
부모 교육수준(고졸 미만)							
고등학교			-.139 **	-.146 ***	-.132 **	-.140 **	-.143 **
전문대 이상			-.032	-.043	-.027	-.036	-.043
부모 사회계층(블루칼라)							
화이트칼라			.123 †	.117	.120	.122	.114
고용주			.112 *	.114 *	.111 *	.110 †	.110
자영자			.236 ***	.233 ***	.231 ***	.232 ***	.228 ***
연령 × 교육							
연령 × 전문대				.056 **			.043 *
연령 × 대학교				.088 ***			.089 ***
연령 제곱 × 전문대				-.015 ***			-.010 **
연령 제곱 × 대학교				-.012 ***			-.008 ***
연령 × 출생 코호트							
연령 × 1970+ 출생					-.009		-.093 **
연령 제곱 × 1970+ 출생					-.013 ***		-.013 **
교육 × 출생 코호트							
전문대 × 1970+ 출생						.097	.472 ***
대학교 × 1970+ 출생						.124	.377 **
연령 × 교육 × 출생 코호트							
연령 × 전문대 × 1970+							.115 *
연령 × 대학교 × 1970+							.033
연령 제곱 × 전문대 × 1970+							-.003
연령 제곱 × 대학교 × 1970+							-.019 *

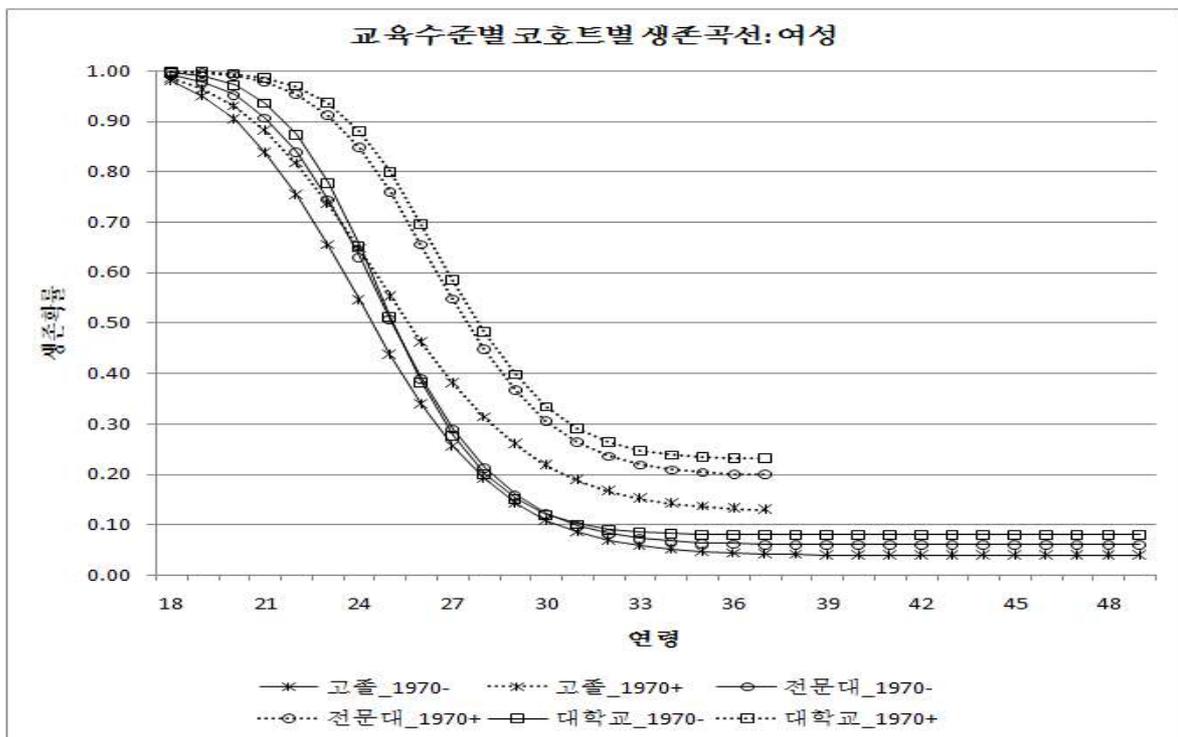
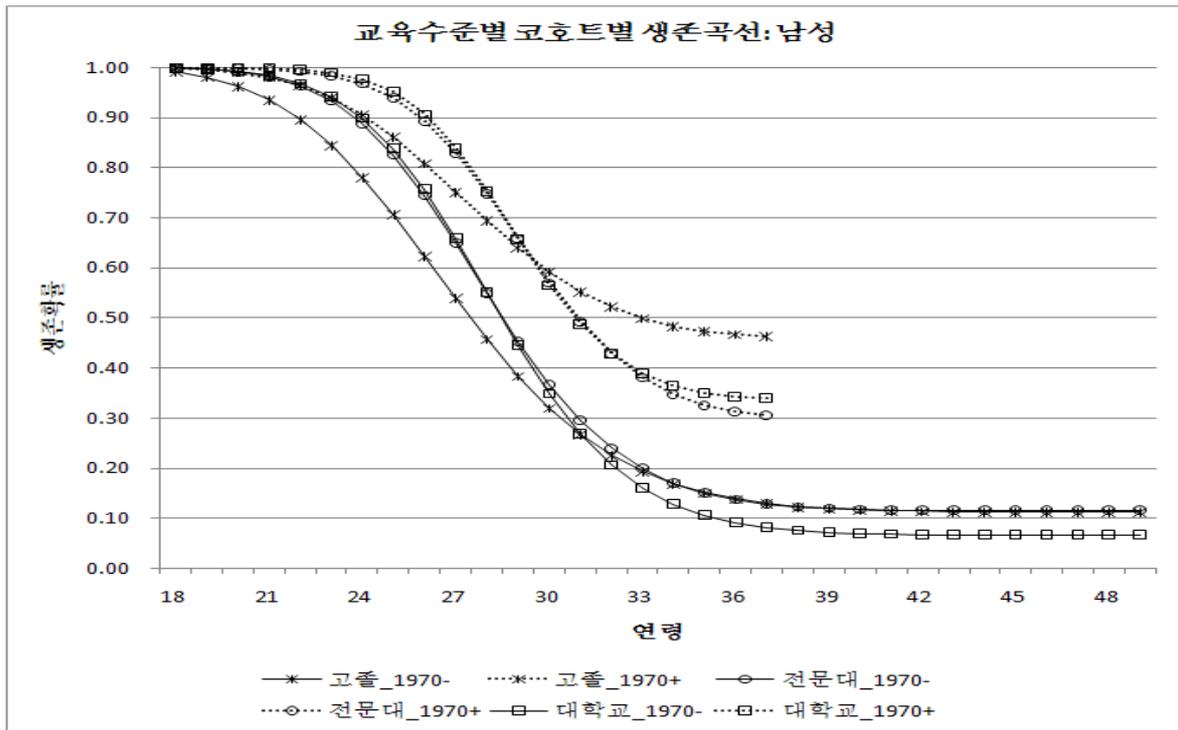
주: N=75,097(개인-기간 자료); †p<.1 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001.

<표 2> 교육과 출생 코호트 그리고 초혼 형성: 여성

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7
상수항	-1.359 ***	-.988 ***	-1.348 ***	-1.400 ***	-1.394 ***	-1.369 ***	-1.451 ***
연령	.012 *	-.016 **	-.010 †	-.004	-.017 **	-.010 †	-.007
연령 제곱	-.018 ***	-.016 ***	-.016 ***	-.014 ***	-.016 ***	-.016 ***	-.014 ***
교육(고졸 이하)							
전문대		-.320 ***	-.241 ***	.195 **	-.266 ***	-.165 *	.118
대학교 이상		-.174 ***	-.020	.253 ***	-.099 *	.047	.262 ***
제학상대(제학)		-1.352 ***	-1.297 ***	-.954 ***	-1.131 ***	-1.305 ***	-.919 ***
출생 코호트(1970+)		-.720 ***	-.623 ***	-.640 ***	-.315 ***	-.561 ***	-.363 ***
종교(보유)			.088 **	.087 **	.082 **	.092 ***	.088 **
유년기 성장지(비광역시)			.285 ***	.277 ***	.283 ***	.289 ***	.283 ***
부모 교육수준(고졸 미만)							
고등학교			-.153 ***	-.152 ***	-.149 ***	-.152 ***	-.146 ***
전문대 이상			-.176 **	-.173 **	-.173 **	-.174 **	-.166 **
부모 사회계층(블루칼라)							
화이트칼라			.088	.094	.086	.090	.091
고용주			.161 **	.167 ***	.160 **	.159 **	.161 **
자영자			.187 ***	.186 ***	.179 ***	.192 ***	.187 ***
연령 × 교육							
연령 × 전문대				.031			-.001
연령 × 대학교				-.047 *			-.100 ***
연령 제곱 × 전문대				-.021 ***			-.016 ***
연령 제곱 × 대학교				-.031 ***			-.032 ***
연령 × 출생 코호트							
연령 × 1970+ 출생					.036 *		.012
연령 제곱 × 1970+ 출생					-.009 ***		-.006 †
교육 × 출생 코호트							
전문대 × 1970+ 출생						-.163 †	-.060
대학교 × 1970+ 출생						-.160 †	-.175
연령 × 교육 × 출생 코호트							
연령 × 전문대 × 1970+							.049
연령 × 대학교 × 1970+							.118 **
연령 제곱 × 전문대 × 1970+							-.005
연령 제곱 × 대학교 × 1970+							.005

주: N=51,874(개인-기간 자료); †p<.1 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001.

[그림 2] 교육수준별 코호트별 미혼 비율



VI. 맺음말

본 연구는 한국노동연구원이 수집하고 있는 노동패널 자료를 사용하여 교육이 초혼 형성에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구는 또한 교육의 효과가 출생 코호트를 가로질러 어떠한 변화 양상을 보였는가를 살펴보았다. 분석 결과는 남녀 모두 최근의 출생 코호트의 경우 결혼을 하지 않는 개인들의 비중이 상대적으로 높게 나타나고 있음을 보여 주고 있는데, 이러한 출생 코호트별 격차는 남성의 경우에 더욱 뚜렷하게 관측되는 현상으로 나타나고 있다. 분석 결과는 또한 1970년 이전에 출생한 코호트의 경우 대체로 남녀 모두 교육수준이 높은 개인들은 초기에는 결혼을 하는 비율이 낮지만 연령이 증가함에 따라 상대적으로 빠른 속도로 결혼을 함으로써 교육으로 인해 연기된 결혼을 사후적으로 “따라잡기”하는 현상이 관측되었다. 그러나 1970년 이후에 출생한 코호트의 경우 교육수준이 높은 개인들의 “따라잡기” 현상은 남성의 경우에 뚜렷하게 관측되는 현상이지만 여성의 경우 고학력 여성들 중 결혼을 하지 않는 비중은 저학력 여성들에 비해 지속적으로 높게 나타나는 상이한 패턴을 보였다.

종합적으로 본 연구의 분석 결과는 최근의 출생 코호트들의 경우 결혼을 하지 않는 개인들의 비중이 과거에 비해 증가하고 있음을 시사하고 있다. 비록 1970년대 이후 출생한 코호트들의 결혼행태와 관련된 충분한 정보를 얻기 위해서는 앞으로 수십 년의 시간이 필요하지만, 본 연구의 분석 결과는 상대적으로 최근의 출생 코호트들(특히, 남성의 경우)은 결혼을 하는 시기가 연기될 뿐만 아니라 생애 동안 결혼을 하지 않는 개인들의 비중이 증가할 개연성이 높음을 시사하고 있다. 그러나 1970년 이후에 출생한 코호트들의 경우 결혼을 하지 않는 개인들은 성별로 상이한 속성을 갖고 있음을 분석 결과는 또한 보여 주고 있다. 분석 결과는 남성들의 경우 저학력 남성들이 그리고 여성들의 경우 고학력 여성들이 생애 동안 결혼을 하지 않을 개연성이 상대적으로 높을 것임을 시사하고 있다. 이러한 분석 결과는 기존 연구들이 지적하는 바와 같이 남성들의 경우 최근으로 올수록 저학력 남성들이 배우자를 찾을 기회가 상대적으로 취약해지고 있음을 반영하고 있으며, 여성들의 경우 고학력 여성들을 중심으로 결혼을 하지 않는 여성들의 비중이 점차 증가하고 있음을 보여 주고 있다. 교육이 성별로 갖는 이러한 상이한 효과는 기존 연구가 지적하는 성분리 규범이 강하게 지배하는 사회의 경우 고학력 여성은 상대적으로 일과 가족 영역에서의 역할 조정의 어려움으로 인해 결혼을 하지 않을 개연성이 높다는 논의와도 일맥상통한다고 볼 수 있다. 그러나 본 연구는 왜 최근의 출생 코호트들이 교육수준과 관계없이 지속적으로 결혼을 연기할 뿐만 아니라 결혼을 하지 않을 개연성이 높은가에 대한 답변을 제시하지 못하고 있으며, 이에 대해서는 후속적인 연구가 필요하다고 할 것이다.

참고문헌

- 박경숙·김영혜·김현숙. 2006. “남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할분리규범, 경제조정의 우발적 결합.” 『한국인구학』 28(2): 33-62.
- 은기수. 1995. “결혼으로 이행에 있어서 연령규범과 순서규범.” 『한국인구학』 18(1): 89-117.
- 은기수. 1999. “생애과정이 결혼시기에 미치는 영향: 생애사건 연쇄분석.” 『한국인구학』 22(2): 47-71.
- 이삼식. 1993. “한국인의 혼인행태 변화분석.” 『한국인구학』 16(2): 84-110.
- Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blossfeld, Hans-Peter and Johannes Huinink. 1991. "Human Capital Investment or Norms of Role Transitions? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation." *American Journal of Sociology* 97(2): 143-168.
- Blossfeld, Hans-Peter and Ursula Jaenichen. 1992. "Educational Expansion and Changes in Women's Entry into Marriage and Motherhood in the Federal Republic of Germany." *Journal of Marriage and the Family* 54(2): 302-315.
- Goldstein, Joshua R. and Catherine T. Kenney. 2001. "Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women." *American Sociological Review* 66(4): 506-519.
- Katus, Kalev, Allan Puur, Asta Poldma, and Luule Sakkeus. 2007. "First Union Formation in Estonia, Latvia, and Lithuania: Patterns across Countries and Gender." *Demographic Research* 17(10): 247-300.
- Oppenheimer, Valerie K. 1988. "A Theory of Marriage Timing." *American Journal of Sociology* 94(3): 563-591.
- Raymo, James M. 2003. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women." *Demography* 40(1): 83-103.
- Waite, Kinda J. and Glenna D. Spitze. 1981. "Young Women's Transition to Marriage." *Demography* 18(4): 681-694.