

勞 動 經 濟 論 集
 第38卷 第4號, 2015. 12. pp.57~81
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

왜 결혼이 늦어지는가?*

김 성 준**

본 연구는 한국노동패널 자료를 이용하여 미혼자들이 초혼까지 걸리는 시
 간에 어떤 요인이 중요하게 영향을 미치는지에 대해 분석함으로써, 최근 우
 리나라의 만혼 현상을 설명한다. 분석 결과, 교육수준과 관련하여, 여자 대졸
 자는 고졸 이하에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 0.91
 배, 약 8.5% 낮아지고, 여자 석·박사 졸업자는 여자 대졸자에 비해 결혼하
 지 않을 확률 대비 결혼할 확률이 0.40배(59.6%) 낮아지는 것으로 나타났다.
 경제력과 관련하여, 남자 취업자의 경우 미취업자에 비해 결혼하지 않을 확
 률 대비 결혼할 확률이 1.65배 높아지며, 직업이 상시직이면 상시직이 아닌
 경우에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률이 1.60배 높아진다. 또한,
 만 14세 때의 가정 형편이 평균 이하인 경우 평균 이상인 경우에 비해 결혼
 할 확률이 0.65배 낮아진다. 이러한 점을 종합해볼 때, 최근 우리나라의 만혼
 현상은 여성의 교육수준 향상뿐만 아니라 경제력을 갖춘 남성 청년층의 감
 소에 상당 부분 그 원인이 있는 것으로 판단된다.

주제어 : 결혼, 이신적 생존분석, 관찰되지 않는 이질성

논문 접수일: 2015년 5월 13일, 논문 수정일: 2015년 11월 16일, 논문 게재확정일: 2015년 12월 7일

* 본고에 대해 유익한 논평을 해주신 두 분의 익명의 심사위원들께 감사드립니다. 본 논문은 고려
 대학교 대학원 경제학과 석사학위 논문(김성준, 2015)을 수정·보완하여 집필되었습니다.

** 한국은행 경제통계국(kimsj@bok.or.kr)

I. 서론

결혼은 결혼 이후 소비, 노동공급, 출산, 인구증가율 등에 영향을 미치기 때문에 매우 중요한 경제변수이다. 가령 결혼은 주거를 위한 주택 수요를 일으켜 주택 가격에 영향을 미치고, 결혼생활에 필요한 각종 내구재 수요로 소비에도 영향을 미친다. 또한, 결혼은 특히 여성의 경우에는 노동시장 참여 여부에도 중요한 영향을 미칠 수 있다. 나아가 혼인 연령의 증가는 출산이 가능한 여성(부부) 수를 감소시켜 출산율을 저하시킬 뿐만 아니라, 혼인한 부부의 출산 가능기간이 감소해 장기적으로 전체 출산율의 감소에 영향을 미친다(이상림 2013). 이철희(2012)는 이와 관련하여 유배우 비율의 감소가 합계출산율 감소의 대부분을 설명한다고 분석한 바 있다. 출산율 감소는 인구증가율을 떨어뜨리고 결국에는 잠재성장률을 하락시키는 요인으로 작용할 수 있다. 특히 우리나라의 경우 혼외출산율이 OECD 국가 중에서 가장 낮아 결혼 시기가 출산율에 매우 중요한 영향을 미친다고 할 수 있다. [그림 1]의 2010년 OECD 자료에 따르면, 유럽이나 미국 등에서의 혼외출산율이 30~60%대에 이르는 것과 달리 우리나라는 2%에 불과하다. 따라서 출산율 제고를 위해서는 결혼을 촉진시키는 것이 선행과제라고 할 수 있으며, 이에 대한 대책을 마련하기 위해서는 왜 결혼이 늦어지는가에 대한 분석이 필수적이라고 할 수 있다.

그런데 최근 들어 우리나라 초혼 연령은 갈수록 높아지고 있다. [그림 2]는 1990년부터 2012년까지 통계청 인구동향 자료를 이용하여 남녀의 평균 초혼연령을 그림으로 나타낸 것이다. 1990년에는 남자의 평균 초혼연령이 27.8세였으나 2012년에는 32.1세로 높아졌다. 여성의 경우도 24.8세에서 29.4세로 높아졌다.

“그렇다면 왜 결혼이 늦어지는가?” 이에 대한 답을 찾는 것은 앞에서 언급한 만혼으로 인한 문제점을 해결하기 위한 정책을 도출하는 데 시사점을 제공할 것이다. 본 논문에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 2000년 당시 미혼인 사람들을 대상으로 이들을 10년 동안 추적하여 결혼할 때까지 걸리는 시간에 어떤 요인들이 중요하게 영향을 미치는지에 대해 분석한다.

분석방법은 이산적 생존분석(Discrete-time survival analysis)을 이용하였다. 한편 여기에 기존 연구들과 달리 관찰되지 않는 이질성(Unobserved Heterogeneity)을 고려하였으며 설명변수와 Unobserved Heterogeneity간의 상관관계를 일부 허용하는 Mundlak Correction을 사용하여 추정하였다.

결혼을 언제 하는가는 성별, 나이, 학력 등 인구사회학적 요인뿐 아니라, 경제력 및 배우자를 찾는 데 드는 탐색비용에도 영향을 받을 것이므로 이와 관련한 변수들을 설명변수로 사용하였다. 또한, 시간이 지남에 따라 사람들의 신변상의 변화가 결혼에 영향을 줄 것이므로, 교육수준, 나이, 직업 유무 등 시간에 따라 변하는 변수들(time-varying covariates)을 고려함으로써 결혼 시기에 영향을 미치는 요인을 보다 동태적으로 분석하였다.

기존 연구들이 대부분 여성의 교육수준에 초점을 두어 분석한 것에 비해, 본 논문에서는 탐색비용이나 최근 만혼의 원인으로 지목되고 있는 경제적 요인의 영향에 초점을 두어 분석하였다. 분석 결과, 교육수준뿐만 아니라 탐색비용과 경제적 능력이 결혼을 결정하는 데 중요한 영향을 미치며, 그 중 경제력이 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 제II장에서 기존 연구를 개관하고, 제III~IV장에서 추정 방법 및 추정 결과를 설명한 후, 제V장에서 결론을 제시한다.

II. 선행연구 및 연구가설

결혼과 관련한 대표적인 연구로 Becker(1973, 1974, 1981, 2009)가 있다. 그는 결혼을 경제학적인 관점에서 분석한 최초의 경제학자라고 볼 수 있다. 그에 따르면, 결혼은 개인들의 합리적 선택(rational choice)의 결과이다. 즉, 결혼을 함으로써 얻는 이익(gain)이 미혼으로 남아 있을 때에 비해 클 때 결혼을 하게 된다. 그에 따르면 결혼으로 인한 이점은 가족 내에서 특화(specialization)와 분업(exchange)을 통해 생겨난다. 남자는 밖에서 일을 해서 돈을 벌어들여오고, 대신 여자는 집에서 집안일과 아이를 기르는 일을 담당하는 가정 내의 성별에 따른 노동의 분업(the sexual division of labor within households)이 결혼을 통해 남녀의 효용을 모두 증가시킬 수 있는 것이다. 마치 국제무역에서 비

교우위에 따라 교역의 이익이 발생하는 것과 같다. 과거의 전통적인 농경사회를 고려한다면 남자는 일을 해서 돈을 벌어오고, 여자는 집에서 가사일과 육아에 각각 특화함으로써 결혼을 통해 서로에게 이익을 줄 수 있을 것이다. 남자의 경제적 능력이 결혼에 있어 중요한 변수가 될 것이라는 것을 함축한다고 할 수 있다.

한편 이러한 논리를 현대적 관점에서 해석하면, 여성의 교육수준이 높아져 경제적 참여율이 높아지고 소득이 증가하면 결혼을 통한 이익은 감소하게 되어 결혼을 선택하지 않을 확률이 높아질 것이다. 이는 여성의 경우 남성에 비해 결혼 후 육아 및 가사일에 대한 부담이 더 크고, 결혼과 출산 후 일을 포기할 가능성이 높기 때문이다 (Miranda, 2011; 정창무, 2008). OECD 국가 중 한국 남성의 가사일 분담률 통계를 보면, 조사대상 OECD 29개국 중 한국 남성의 가사분담률이 가장 낮다. 또한, 한국 남성이 일상적인 집안일(routine housework), 육아(child care) 등 무보수 일(unpaid work)에 사용하는 하루 평균 시간은 50분이 채 되지 않았으나, 여성은 200분 이상을 가사일에 사용하고 있는 것으로 나타났다. 이는 교육수준과 관련하여 남녀에 있어 결혼의 이익에 미치는 영향이 다를 수 있다는 점을 말해준다.

반면, Lam(1988)은 Becker와 달리 결혼을 통한 이익이 가구내 공공재(household public good)에 대한 공동소비(joint consumption)를 통해 일어난다고 주장하였다. 청소기, 세탁기, 식기세척기 등 집안일을 대신하는 내구재의 확대 보급, 사설 육아시설, 연금 등 가정의 역할을 대신할 수 있는 시장재화나 공공재의 등장으로 결혼과 가족형성에서 얻는 이익이 변했다는 것이다. 즉, 과거와 달리 결혼을 통해서 얻는 이점은 특화와 분업보다는 선호(preferences)와 자원(resources)이 비슷한 남자와 여자가 만나 공동 소비(public good)로 얻는 이익이 결혼의 결정에 있어 중요하게 되었다는 것이다.

이 경우 효율적인 결혼시장(efficient marriage markets)은 비슷한 사람들이 만날 때 결혼을 통한 이익이 커지는 속성(positive assortive mating)을 갖는다는 것을 함축한다(Lam 1988; Lundberg and Pollak 2007). 다시 말해, High-quality의 남자는 High-quality의 여성과 만나고, Low-quality의 남자는 Low-quality의 여자와 만나 결혼할 가능성이 높아지는 것이다. 이는 교육수준이 높은 사람은 교육수준이 높은 사람끼리 결혼할 가능성이 높다는 것을 의미하며, 최근의 고학력 추세에 비추어볼 때 교육받는 기간이 길어질수록 결혼 시기는 늦춰질 것이라는 것을 함축한다. 이는 교육수준이 높은 여성이 많아지면 수준에 맞는 남자를 만나기가 힘들게 되므로 매칭(matching) 가능성이 낮아지면서 결혼이 늦어지게 될 것이기 때문이다. 그런데 남성의 고학력자뿐만 아니라 여성의 고학력자가

<표 1> 교육정도별 남녀 평균 혼인연령 변화 추이

(단위 : 세)

	전체		초등학교 이하		중고등학교		대학 이상		대학(교)		대학원 이상	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성
1981	26.3	22.8	25.9	21.7	26.2	22.9	27.4	24.9	-	-	-	-
1991	27.8	24.7	29.0	25.0	27.5	24.3	28.2	25.7	-	-	-	-
2001	29.2	26.5	31.8	27.1	28.8	26.0	29.5	27.1	-	-	-	-
2008	31.0	28.2	36.6	27.3	31.1	27.2	30.8	28.6	30.7	28.5	32.1	30.0
2011	31.5	29.0	35.2	27.7	31.5	27.9	31.5	29.3	31.4	29.2	32.6	30.7

자료 : 통계청.

같이 증가하고 있기 때문에 여성의 고학력이 결혼을 늦춘다는 주장을 하기 위해서는 남성과 여성 간의 배우자의 학력에 있어 선호의 차이가 존재한다는 가정이 필요할 것이다. 이와 관련하여 선행연구와 통계자료를 살펴보자. 먼저, <표 1>의 통계청 자료를 보면 지난 30년간(1981~2011)의 교육정도별 남녀 평균 혼인연령 통계에서 남성의 경우 중고등학교, 대학, 대학원 이상에서 평균 초혼연령은 각각 31.1세, 30.7세, 32.1세로 큰 차이가 없을 뿐만 아니라 학력수준과 비례하여 초혼연령이 높아지지 않는 반면, 여성의 경우 각각 27.9세, 29.2세, 30.7세로 학력수준에 따라 높아지고 있다는 것을 확인할 수 있다.

다음으로 선행연구를 보면, Hwang(2015)은 한국을 포함한 동아시아 국가들이 50년에 걸쳐 선진국으로 빠른 경제성장을 하면서 여성의 교육수준이 선진국 수준으로 높아졌는데, 대졸 여성의 혼인율이 미국 등에 비해 낮은 현상을 ‘골드미스 현상(Gold Miss phenomenon)’으로 지칭하면서, 이 현상의 원인이 부모세대에서 ‘일하는 여성’을 배우자로 원하지 않는 남성들의 선호가 바뀌지 않고 이어져오기 때문이라고 하였다.

다음으로, 결혼과 관련해 배우자를 찾는 데 드는 탐색비용에 관심을 둔 연구들이 있다. 기존 연구로는 Keeley(1979)를 들 수 있다. 그는 미국의 각 주별 횡단면 자료를 이용해 성비, 상대임금, 교육수준, 도시화, 소득, 인종, 교육 및 임금의 표준편차 등을 설명변수로 하여 초혼연령의 결정요인을 분석하였다. 탐색비용 이론에 따르면, 현대사회의 만혼 현상은 탐색비용이 높아지고 있기 때문으로 해석할 수 있다. 가령 이성을 소개시켜 줄 지인이 많거나 이성과 접촉할 기회가 많다면 배우자를 찾는 데 드는 탐색비용을 줄일 수 있을 것이다. 그런데 최근의 핵가족화, 개인화의 심화는 탐색비용을 높이

는 요인으로 작용하고 있다고 볼 수 있을 것이다. 한편 Lee(2007)는 배우자 선택 집합(choice sets)에 대한 제약이 배우자 선택에 영향을 미치는데, 최근 온라인 데이팅 서비스의 활성화가 이러한 제약을 일부 경감시킴으로써 배우자 선택의 탐색비용을 낮추고 있다고 분석하였다. 그러나 Online dating service와 같은 새로운 형태의 매칭 시스템이 개발되면서 탐색비용을 줄이는 역할을 하고 있기는 하지만, 이러한 형태의 매칭 시스템은 심각한 정보비대칭 문제가 있어 한계가 있다고 볼 수 있다. 일례로 우리나라에서 가장 큰 결혼정보업체 중의 하나인 ‘선우’는 경영난으로 법정관리에 들어가기도 하였으며, ‘I love school’과 같이 학연에 기인한 활동 등도 일시적 유행 현상에 그쳤다는 점에서 이러한 것들이 탐색비용을 줄이는 데에는 한계가 있다는 점을 말해준다.

다음으로 국내의 결혼과 관련한 실증분석을 다룬 연구들을 살펴본다. 국내 연구에서는 주로 교육이 결혼 시기에 미치는 영향에 초점을 두고 있다. 우해봉(2009)은 교육이 초혼연령에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 그는 1970년 이후에 출생한 코호트(cohort)의 경우 교육수준이 높은 남자들은 늦게라도 결혼을 하지만, 고학력 여성들은 결혼을 하지 않고 미혼으로 남아 있는 비중이 저학력 여성들에 비해 지속적으로 높게 나타나는 상이한 패턴을 보이고 있다고 주장하였다.

박현준·이재경·조인경(2013)은 인구센서스 자료를 이용해 코호트 더미와 교육받은 기간을 설명변수로 하여 교육이 초혼 가능성에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 여자의 경우 젊은 세대(1970년대생)들은 교육수준이 아주 낮거나 아주 높은 경우 결혼 가능성이 낮아진다고 주장하였다.

한편 안태현(2010)은 실증분석을 통해 남성의 취업 여부는 결혼 여부에 유의한 영향을 미친 반면, 고용형태는 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 보여주었다.

이상을 종합해 보면, 결혼 시기를 다룬 국내 실증분석들의 경우 최근 출생 코호트들의 결혼 시기가 늦어지고 있는 현상 자체에 대한 분석과, 그 이유로 여성의 교육수준이 미치는 영향에 초점을 둔 분석이 주를 이루고 있다고 할 수 있다.

본 연구는 결혼과 관련하여 교육수준뿐만 아니라 경제력, 탐색비용이 최근의 만혼 현상을 설명하는 이유로 작용하고 있는지를 분석하는 데 초점을 두고 있다. 우리 사회에서 결혼이 늦어지는 이유는 교육수준뿐만 아니라 연애, 결혼, 출산을 포기하는 ‘삼포세대’라고 할 만큼 취업 여부나 주택비용, 육아비용 등 결혼 후 안게 될 경제적 부담과 개인회 경향에 따라 배우자를 찾는 데 드는 탐색비용이 결혼을 지연시키거나 포기하게 하는 요인일 가능성이 높을 수 있기 때문이다. 그래서 본 논문은 교육수준 이외에 탐

색비용이나 경제력을 나타내는 변수들을 모형에 포함시켜 보다 종합적인 분석을 시도하고자 한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 데이터

본 분석에서 데이터는 한국노동패널 자료 3차(2000년)~13차(2010년)자료를 이용하였다. 3차 자료에서 미혼인 만 20~40세의 성인 남녀 중에서 결측치(missing data)가 있는 경우를 제외하고 난 후, 총 524명을 대상으로 10년에 걸쳐 이들의 결혼 여부를 추적해 결혼까지의 듀레이션 자료를 연간 단위로 작성하였다. 원 데이터에서 개인들의 생년월일은 구체적으로 알 수 있지만, 연간으로 설문이 이루어지고 구체적인 결혼 날짜에 대한 정보는 제공되지 않기 때문에 듀레이션 데이터가 이산적(discrete time)²⁾으로 작성되었다.

아래 <표 2>의 기초통계량을 보면, 전체 524명 중 61.8%가 10년 내에 결혼을 했고, 나머지는 조사에서 빠지거나 결혼을 하지 않아 센서링(censoring) 되었다는 것을 알 수 있다. 성비를 보면 여성은 전체 표본의 47.3%를 차지하고 있다.

다음으로 설명변수를 살펴보자. 앞에서 언급한 것처럼 결혼은 인적자본, 경제력, 탐색비용, 기타 인구사회학적 요인 등에 영향을 받을 것이므로 이와 관련한 변수를 설명변수로 사용하였다.

인적자본을 나타내는 변수는 교육수준 변수를 사용하였다. 경제력과 관련한 변수는 직업유무, 직업 안정성 여부(상시직 여부), 월평균 소득, 만 14세 때의 가정형편 등을 사용하였다. 또 탐색비용과 관련해 성장 과정에서 얼마나 이성교 접촉할 기회가 많았는지를 보기 위해 출신 고등학교의 계열(문과, 이과), 종교(기독교 여부)활동, 출신지역(대도시 여부), 형제자매 수 등을 변수로 활용했다. 이 밖에 성별, 나이 등의 변수를 사용하였다.

2) 이것은 노동패널 데이터가 연간 단위로 작성되어 시간 단위(time scale)가 이산적이기 때문이다.

〈표 2〉 변수에 대한 설명

Variable	Mean	S.D	Min	Max
결혼	0.618	0.486	0	1
여자	0.473	0.500	0	1
형제자매 수	3.2	1.3	1	9
고교 인문계 출신(과학고, 외고 포함)	0.601	0.490	0	1
고교 인문계+이과 고등학교 졸업 (과학고 포함)	0.187	0.390	0	1
대도시 출신(출신 고교 지역)	0.592	0.492	0	1
고교 인문계+이과_남자	0.135	0.343	0	1
고교 인문계+문과_여자	0.229	0.421	0	1
나이	25.6	4.0	20	40
대출	0.605	0.489	0	1
석 박사 졸	0.017	0.130	0	1
대출_여자	0.323	0.468	0	1
석 박사 졸_여자	0.008	0.087	0	1
재학 중	0.166	0.372	0	1
취업자	0.624	0.485	0	1
취업자_남자	0.357	0.480	0	1
월평균임금(만원)	48.7	55.8	0	300
취업자_상시직	0.481	0.500	0	1
종교	0.366	0.482	0	1
기독교	0.176	0.381	0	1
만 14세의 가정형편_평균 이하	0.391	0.488	0	1

주 : N=524

자료 : 한국노동패널(3~13차).

주요 변수들의 예상 부호를 살펴보면, 교육수준의 경우 앞에서 살펴본 이론에 따르면 여성의 교육수준이 높아질수록 결혼 확률이 낮아질 것으로 예상할 수 있다. 경제력과 관련해서는 직업이 있고 상시직이면 결혼할 확률이 높아질 것으로 예상할 수 있다. 출신 고등학교의 지역은 대도시(서울 및 6대광역시)에서 어린 시절을 보낸 경우 개인화, 탈가족화 등의 영향으로 탐색비용이 늘어날 가능성이 있다. 형제자매 수가 많

<표 3> 비모수적 추정결과(Non-parametric Survival, Hazard rate)

	전체(Total)	결혼한 사람(Married)	결혼확률 (Hazard)	누적확률 (Failure)	생존확률 (Survival)
1	524	69	0.132	0.132	0.868
2	455	32	0.070	0.193	0.807
3	423	43	0.102	0.275	0.725
4	380	32	0.084	0.336	0.664
5	348	32	0.092	0.397	0.603
6	316	32	0.101	0.458	0.542
7	284	28	0.099	0.512	0.489
8	256	13	0.051	0.536	0.464
9	243	19	0.078	0.573	0.428
10	224	24	0.107	0.618	0.382

으면 혼자인 경우에 비해 상대적으로 주위에서 괜찮은 사람을 소개받을 기회가 많을 것이기 때문에 배우자를 찾는 데 따른 비용이 줄어들 것이다.

성장과정에서 이성과의 접촉 가능성이 탐색비용을 낮추는지 보기 위해 출신 고교의 계열을 변수로 사용하였는데, 인문계이면서 이과계통의 고등학교를 졸업한 경우 대체로 대학도 이공계로 진학할 가능성이 높고, 이과나 이공계의 경우 남자가 여자에 비해 훨씬 많기 때문에 남자가 여성과 교제할 가능성이 적고 배우자를 찾는 탐색비용도 높아진다고 할 수 있다. 마찬가지로, 인문계이면서 문과를 졸업한 여자의 경우 배우자를 찾는 탐색비용이 높을 수 있다. 물론 최근에는 인문계와 이공계의 성비가 점차 1:1에 가까워지고 있는 추세이기는 하지만, 본 분석에서는 2000년 당시에 미혼인 20~40세만을 대상으로 하기 때문에 당시의 이공계에서의 여자 비율은 현저히 낮았고, 어문계열 등 문과계열에서는 남성이 훨씬 적었기 때문에 탐색비용과 관련한 변수로 사용할 수 있을 것이다. 나이의 경우 혼기가 찰수록 결혼할 확률이 높아지다가 혼기를 놓치면 결혼할 확률이 낮아질 것으로 예상할 수 있으므로 2차함수의 형태가 예상된다.

<표 3>에서는 Kaplan-Meier 비모수적 추정치를 보여주고 있다. 1년이 지난 2001년도에 결혼을 하지 않아 위험군(Risk sets)에 있던 총 524명 중 69명이 결혼을 해서, 해저드율(Hazard rate)은 13.2%이다. 그리고 2차년도인 Risk sets은 455명이며 이 중 32명이 결혼을 하여 해저드율은 7.0%이다. 그리고 9년이 지나도록 결혼을 하지 않은 사람 중에서 10년차에 결혼할 확률은 10.7%이다.

2. 추정방법

결혼할 때까지 걸린 시간에 대한 데이터는 앞에서 본 바와 같이 연간 단위로 패널 조사가 이루어지기 때문에 이산적(Discrete-time)으로 되어 있으며, 조사대상 기간 중 결혼을 하지 않거나 조사에서 빠짐으로써 생기는 우측 센서링(Right-censoring)의 문제를 가지고 있다. 이때 듀레이션에 로그를 취하고 OLS(Ordinary Least Squares)를 할 경우 Right-censoring의 문제를 다룰 수 없기 때문에 OLS는 적절한 방법이 될 수 없다. 이처럼 Censoring의 문제가 있을 때 적용할 수 있는 방법이 Duration analysis이고 듀레이션이 이산적(Discrete)이기 때문에 Discrete-time duration analysis를 이용하여 분석할 수 있다. Discrete-time duration analysis의 방법론과 관련해서는 Allison(1982), Jenkins(2005), Lee(2010), Rabe-Hesketh and Skrdal(2008), Wooldridge(2010) 등이 있으며, Discrete-time survival analysis를 이용한 대표적인 연구는 Long, Allison, and McGinnis(1993)를 들 수 있다. 이들은 1956~1963년에 생물학 박사학위를 받은 301명이 조교수를 시작해서 부교수로 승진(Tenure)할 때까지의 듀레이션을 분석하였다.

Discrete-time duration analysis³⁾에 대한 설명에 앞서 몇 가지 Notation을 설명한다. d_i 는 $i(=1, 2, \dots, n)$ 가 Censoring이 되지 않았다는 것을 나타내는 No-censoring indicator이다. $t(=1, 2, \dots)$ 는 시간을 나타내며 X_{it} 는 $K \times 1$ 설명변수벡터이다.

먼저 Discrete-time hazard function(P_{it})을 (1)과 같은 조건부확률(Conditional probability)로 정의한다.

$$P_{it} = \Pr[T_i = t | T_i \geq t, X_{it}] \quad (1)$$

이것은 t 기 이전까지 결혼을 하지 않다가 t 기에 결혼할 조건부확률을 의미한다. 그리고 Hazard rate이 Logistic regression function($P_{it} = 1/[1 + \exp(-\alpha_t - \beta' X_{it})]$)을 따른다고 하면 식 (2)와 같은 Logit model이 쓰여질 수 있다. α_t 는 Baseline hazard로 $\log(t)$, t 의 Polynomial, 또는 시간더미(piecewise-constant)의 형태로 쓸 수 있다. 본 분석에서는 시간더미를 사용하였다. 식 (1)에서 볼 수 있는 것처럼 $X_{it-1}, X_{it-2}, \dots$ 은 t 기의

3) Discrete-time duration analysis와 관련하여 Allison(1982) 등을 참고하였다.

Hazard rate에 영향을 주지 않는다고 가정한다.

$$\log[P_{it}/(1 - P_{it})] = \alpha_t + \beta' X_{it} \quad (2)$$

한편 데이터가 Continuous-time proportional hazards model ($\log \lambda(t, X) = \alpha(t) + \beta' X$)⁴⁾을 따른다고 하면 그에 상응하는 Discrete-time hazard function, $P_{it} = 1 - \exp[-\exp(\alpha_t + \beta' X_{it})]$ 으로 쓸 수 있고, 이것은 다시 식 (3)과 같은 Complementary log-log function(Cloglog)으로 쓸 수 있다.

$$\log[-\log(1 - P_{it})] = \alpha_t + \beta' X_{it} \quad (3)$$

이제 Likelihood function(L)은 식 (4)와 같이 쓸 수 있다.

$$L = \prod_{i=1}^n [\Pr(T_i = t_i)]^{d_i} [\Pr(T_i > t_i)]^{1 - d_i} \quad (4)$$

여기에서 $\Pr(T_i = t_i)$ 와 $\Pr(T_i > t_i)$ 는 각각 Censored되지 않은 경우와 Censored된 경우의 likelihood이며, 각각 다음과 같이 Hazard rate의 함수로 쓸 수 있다.

$$\Pr(T_i = t_i) = P_{it} \prod_{j=1}^{t-1} (1 - P_{ij}) \quad (5)$$

$$\Pr(T_i > t_i) = \prod_{j=1}^t (1 - P_{ij}) \quad (6)$$

식 (5)~(6)에서 Censored 되지 않은 경우의 Likelihood는 $t - 1$ 기까지 매기 결혼을 하지 않을 확률과 t 기에 결혼할 확률을 곱해서 얻어지고, Censored된 경우는 t 기까지 매기 결혼을 하지 않을 확률을 곱해서 얻어지는 것을 알 수 있다. 가령, 5년째에 결혼을

4) Weibull 분포를 따르는 hazard function을 가정할 경우 $\lambda(t, X) = \alpha t^{\alpha-1} \exp(X' \beta)$ 가 된다. α 는 state dependence를 나타내는 파라미터이다.

한 사람의 경우, 1~4년까지는 매년 결혼을 하지 않다가 5년째에 결혼한 경우이므로 1~4년까지 매기 결혼을 하지 않을 확률과 5년째에 결혼할 확률을 곱하여 Likelihood를 구한다. 반면 10년째까지 결혼을 하지 않은 경우나 8년째까지 결혼을 하지 않은 상태에서 Censored된 경우는 각각 10, 8년까지 매기 결혼을 하지 않을 확률을 곱해서 Likelihood를 구한다.

이제 식 (5)~(6)을 식 (4)에 대입하고 Log를 취하면 식 (7)과 같은 Log likelihood function을 구할 수 있다.

$$\log L = \prod_{i=1}^n d_i \log\{P_{it_i}/(1 - P_{it_i})\} + \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^{t_i} \log(1 - P_{ij}) \quad (7)$$

t 기에 결혼을 한 경우 1, 결혼을 하지 않은 경우 0의 값을 갖는 종속변수 y_{it} 를 정의하면, 식 (7)은 식 (8)과 같은 Log Likelihood function으로 쓸 수 있고, 일반적인 Quasi-Newton method를 이용해서 Log likelihood function을 극대화하는 파라미터를 찾을 수 있다.

$$\log L = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^{t_i} y_{it} \log\{P_{ij}/(1 - P_{ij})\} + \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^{t_i} \log(1 - P_{ij}) \quad (8)$$

한편 설명변수에는 시간에 따라 변하지 않는 변수(time-constant covariates) 뿐만 아니라 시간에 따라 변하는 변수(time-varying covariates)가 있다. 시간에 따라 변하는 변수가 있는 경우 각기에 해당하는 변수 값을 넣어주면 된다.

이와 같이 이산적 생존분석 모형은 Panel data의 Binary response 모형을 추정하는 것과 같은 방법으로 추정될 수 있다는 것을 알 수 있다.

식 (2)에서 볼 수 있는 것처럼 Logit model에서 추정되는 파라미터 β 는 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)에 로그를 취한 Log Odds에 미치는 설명변수의 한계효과(marginal effect)로 해석될 수 있다. 반면, Cloglog model에서 추정되는 파라미터 β 는 Underlying model이 Continuous-time proportional hazards model을 가정하고 있으므로 Continuous-time proportional hazards model의 파라미터 β 와 같다.

앞에서의 모형은 Unobserved Heterogeneity(Frailty)를 고려하지 않고 있다. 즉 앞에서는

설명변수가 Hazard rate의 개인별 변동(individual variation)을 모두 설명할 수 있다고 가정하고 있다. 하지만, Hazard rate이 높은 사람들이 먼저 Exit하고 나면 남은 Risk sets에는 Hazard rate이 낮은 사람들만 남게 되므로 State dependence가 시간이 지남에 따라 낮게 나타날 수 있는데, 이러한 점이 고려되지 않고 있다. 또한, 앞에서는 각 개인들에서 나온 각 기간의 데이터가 서로 독립이라고 가정하고 있다. 가령, 5년 후에 결혼을 한 사람의 경우 그 사람의 데이터는 5개로 분할되어 동일한 사람의 데이터가 5개가 존재하는데, 이들이 서로 독립이라고 가정하고 있다. 이것은 상당히 비현실적일 수 있으며, 서로 독립이 아닐 경우 오차항간의 상관관계가 존재하게 되고 이것은 분산이 더 이상 효율적이지 않게 되는 문제가 발생한다. 이러한 점을 고려하여 Logit 모형의 경우 다음과 같이 Unobserved heterogeneity를 반영하는 교란항(disturbance term) v_i 를 도입한다.

$$P_{it} = 1/[1 + \exp(-\alpha_t - \beta' X_{it})] + v_i$$

이 경우 v_i 의 분포(Density)에 대한 가정이 필요하다. 여기에서는 v_i 가 X_{it} 와 독립이고, 정규분포($N(0, \sigma_v)$)를 따른다는 가정을 함으로써 v_i 를 적분(integrating out)하여 없애는 방법으로 추정할 수 있다⁵⁾.

한편 Omitted regressors의 효과를 나타내는 v_i 가 X_{it} 와 독립이라는 가정은 상당히 강한 가정이라고 볼 수 있다(Lancaster 1979). Unobserved heterogeneity 모형은 설명변수와 Unobserved heterogeneity 간에 상관관계가 없다, 즉 Random effect를 가정한 추정이다. 따라서 이 둘 간의 상관관계가 없다는 가정은 매우 강한 가정이고, 이러한 방법론상의 한계가 분명히 존재한다. 그러나 현재까지 나온 방법 중에는 이러한 방법이 가장 최선이라고 할 수 있다. Fixed effect 모형인 Conditional logit 방법은 이 경우에 사용할 수 없다. Conditional logit에서는 종속변수가 시간에 따라 변해야 하는데, 여기에서는 미혼에서 결혼을 하게 되면 (상태의 변화가 있어) 더 이상 데이터에 나타나지 않기 때문이다. 그래서 추가적으로 사용한 방법은 Mundlacker Correction이다. 이 방법은 설명변수와 Unobserved heterogeneity 간에 상관관계를 일부 허용하지만, 설명변수의 시간 간 평균(temporal average)과 상관관계가 있다고 가정하는 것이다. Mundlacker(1978) Correction은 설

5) Meyer(1990)는 Gamma 분포를 가정하여 추정하는 방법을 제안하였지만, 이 방법은 잘 수렴하지 않는 문제가 있다.

명변수의 시점 간 평균(temporal average)을 설명변수로 추가하여 추정하는 방법으로 Related random effects model(Lee 2010), Correlated random effects model(Wooldridge 2010) 등으로 불리고 있다.

IV. 추정 결과

<표 4>는 추정 결과를 보여주고 있다. Logit 모형과 Cloglog 모형으로 추정하였으며, 해석은 주로 Logit 모형을 중심으로 한다. 시간터미의 경우, 전반적인 거시경제 변화에 따른 효과를 보기 위한 것으로 기준년도 1년차에 비해서 해당 연도에 결혼할 확률이 높아지는지, 낮아지는지를 나타낸다. Logit 모형에서 계수의 의미는 설명변수가 한 단위 변할 때 $\text{Log}(\text{Odds})$ 가 계수의 크기만큼 변한다는 것을 의미한다. 계수 값이 양(+)의 값을 가지면 결혼할 확률을 높이는 것으로 해석할 수 있다. 또한 계수 값에 Exponential을 취할 경우 Odds의 변화로 해석할 수도 있다. 시간에 따라 변하는 설명변수는 나이, 교육정도, 직업 유무, 직업의 안정성 등이다. 시간에 따라 변하는 변수의 경우 직전년도의 자료를 사용하였다. 가령, 2004년에 결혼을 했느냐 안 했느냐에 대한 설명변수는 2003년의 자료를 사용한 것이다. 이는 같은 연도의 자료를 이용할 경우 Reverse causality에 따른 내생성의 문제가 생길 수 있기 때문이다. 예를 들어, 여자의 경우 결혼을 해서 직장을 그만둘 경우 결혼이 직업 등에 영향을 줄 수 있다.

먼저 교육수준 변수를 보면, 교육수준이 높을수록 결혼 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 여자 대졸은 고졸 이하에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 0.91배⁶⁾, 약 8.5% 낮아진다. 여자 석박사 졸업자는 여자 대졸에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 0.40배⁷⁾(59.6%) 떨어진다.

경제력을 나타내는 변수의 경우도 예상한 바와 같이 결혼에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남자 취업자의 경우 미취업자에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 1.65배⁸⁾ 높아진다. 그리고 직업이 상시직이면 상시직이 아닌 경우에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 1.60배⁹⁾ 높아진다.

6) $\exp(-0.474+0.385)=0.91$, 약 8.5%

7) $\exp(-1.381-(-0.474))=0.40$, 약 59.6%

8) $\exp(0.984-0.482)=1.65$

경제력을 보여주는 또 다른 변수인 만 14세 때의 가정형편 변수는 평균 이하인 경우 평균 이상인 경우에 비해 약 0.65배¹⁰⁾ 낮아진다. 이는 과거에 가정형편이 좋지 않은 상태가 현재까지 유지되면서 결혼할 여력이 없거나, 과거에 경제적 형편이 좋지 않은 상태에서 가정생활이 만족스럽지 못한 것을 경험함으로써 결혼에 대한 인식이 긍정적이지 않은 점이 결혼을 지연시키는 요인으로 작용한 것으로 보인다.

이처럼 경제력 관련 변수들의 계수 값이 다른 어떤 요인보다도 크게 나타나 경제력 변수가 결혼을 결정하는데 매우 중요한 요인이라는 것을 알 수 있다.

탐색비용과 관련된 변수를 보면, 형제자매 수는 10% 유의수준에서 유의하게 결혼확률을 높이는 것(Cloglog모형)으로 나타났다. 인문계 고등학교를 나온 경우나 인문계 이과를 나온 경우는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 인문계 문과 여자의 경우 10% 유의수준에서 결혼확률이 낮아지는 것으로 나타났다.

대도시에서 고등학교를 졸업한 경우 대도시 출신이 아닌 경우에 비해 결혼할 확률이 약 0.7배 낮아지는 것으로 나타났다. 대도시 출신의 경우 개인화, 탈가족화 등의 영향으로 탐색비용이 높거나 결혼에 대한 보다 개방적인 인식 때문인 것으로 볼 수 있을 것이다. 한편 종교의 경우 결혼 가능성에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 나이가 증가함에 따라 결혼할 확률이 높아지다가 남자의 경우 33.3세¹¹⁾, 여자의 경우 27.4세 이상이 되면 결혼 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 나이가 많아질수록 배우자를 찾는 데 드는 탐색비용이 높아지기 때문으로 볼 수 있다.

<표 5>는 Unobserved Heterogeneity를 고려한 추정 결과이다. <표 4>와 비교할 때 t-value는 차이가 나지만, 계수 값은 거의 유사한 것을 볼 수 있다. 그 이유는 σ_v 가 거의 0에 가까워 $\rho = \sigma_v / (1 + \sigma_v)$ 가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하기 때문이다. 즉 LR test결과 Frailty가 통계적으로 유의미하지 않게 나왔다. 앞의 추정방법에서 논의한 것처럼 Unobserved Heterogeneity에 대한 Random effect 추정에 따른 한계가 있다는 점을 말해준다¹²⁾.

9) $\exp(0.448)=1.60$

10) $\exp(-0.432)=0.65$

11) 우혜봉(2009)에서는 남녀의 해저드가 정점을 이루는 지점이 남성 30.88세, 여성 28.33으로 나타나고 있다.

12) 여기에서 Fixed effect 모형인 Conditional logit 방법은 사용할 수 없다. Conditional logit에서는 종속변수가 시간에 따라 변해야 하는데, 여기에서는 미혼에서 결혼을 하게 되면 (상태의 변화가 있어) 더 이상 데이터에 나타나지 않기 때문이다.

〈표 4〉 추정 결과(including time-varying regressors)

	Logit	Cloglog		Logit	Cloglog
td2	-0.863*** (-3.70)	-0.795*** (-3.68)	고교+인문계+이과 출신 (과학고 포함)	-0.322 (-0.85)	-0.286 (-0.81)
td3	-0.541** (-2.51)	-0.500** (-2.56)	고교+인문계+이과 출신+남자	-0.042 (-0.10)	-0.049 (-0.13)
td4	-0.918*** (-3.95)	-0.846*** (-3.96)	고교+인문계+문과 출신+여자	-0.541* (-1.78)	-0.506* (-1.78)
td5	-0.914*** (-3.84)	-0.844*** (-3.89)	대졸	0.385* (1.77)	0.355* (1.72)
td6	-0.877*** (-3.53)	-0.808*** (-3.58)	석박사졸	1.475*** (3.51)	1.382*** (3.66)
td7	-0.935*** (-3.26)	-0.877*** (-3.35)	여자*대졸	-0.474 (-1.51)	-0.432 (-1.48)
td8	-1.655*** (-4.86)	-1.545*** (-4.81)	여자*석박사졸	-1.381** (-2.27)	-1.292** (-2.34)
td9	-1.119*** (-3.58)	-1.031*** (-3.58)	재학중	-0.497 (-1.50)	-0.449 (-1.42)
td10	-0.649** (-2.17)	-0.585** (-2.15)	취업자	-0.482* (-1.81)	-0.453* (-1.83)
나이	0.998*** (3.46)	0.943*** (3.48)	남자*취업자	0.984*** (2.75)	0.935*** (2.73)
나이제곱	-0.015*** (-3.31)	-0.014*** (-3.34)	월평균임금 (백만원)	0.021 (0.16)	0.016 (0.13)
나이*여자	1.643*** (3.08)	1.585*** (3.10)	상시직	0.468** (2.28)	0.448** (2.34)
나이제곱*여자	-0.030*** (-3.22)	-0.029*** (-3.24)	만14세가정형편 (평균이하)	-0.432*** (-3.11)	-0.393*** (-3.01)
여자	-19.921*** (-2.64)	-19.289*** (-2.67)	종교	-0.022 (-0.13)	-0.03 (-0.18)
형제자매 수	0.082 (1.61)	0.081* (1.73)	기독교	0.143 (0.68)	0.137 (0.70)
대도시 출신 (출신 고교)	-0.356*** (-2.81)	-0.333*** (-2.85)	상수항	-18.670*** (-4.21)	-17.841*** (-4.29)
고교+인문계 출신 (과학고, 외고 포함)	0.277 (1.25)	0.262 (1.25)			
LogLikelihood	-972.9	-972.4			
Obs	3448	3448			

주: 1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

2) Robust Standard Error를 추정한 것이며, ()는 t-value.

〈표 5〉 추정 결과(Unobserved Heterogeneity)

	Logit	Cloglog		Logit	Cloglog
td2	-0.863*** (-3.67)	-0.795*** (-3.66)	고교+인문계+이과 출신 (과학고 포함)	-0.322 (-0.86)	-0.286 (-0.83)
td3	-0.541** (-2.50)	-0.500** (-2.55)	고교+인문계+이과 출신+남자	-0.042 (-0.11)	-0.049 (-0.13)
td4	-0.917*** (-3.87)	-0.846*** (-3.90)	고교+인문계+문과 출신+여자	-0.541* (-1.83)	-0.507* (-1.84)
td5	-0.914*** (-3.82)	-0.844*** (-3.86)	대출	0.385* (1.88)	0.355* (1.84)
td6	-0.877*** (-3.58)	-0.808*** (-3.62)	석·박사 졸	1.475*** (3.45)	1.382*** (3.67)
td7	-0.935*** (-3.39)	-0.877*** (-3.47)	여자*대출	-0.474 (-1.60)	-0.432 (-1.57)
td8	-1.655*** (-4.77)	-1.545*** (-4.74)	여자*석·박사 졸	-1.381** (-2.26)	-1.292** (-2.36)
td9	-1.119*** (-3.53)	-1.031*** (-3.53)	재학 중	-0.497 (-1.53)	-0.449 (-1.46)
td10	-0.649** (-2.12)	-0.585** (-2.10)	취업자	-0.483* (-1.84)	-0.453* (-1.86)
나이	0.998*** (3.56)	0.943*** (3.54)	남자*취업자	0.984*** (2.78)	0.935*** (2.78)
나이제곱	-0.015*** (-3.44)	-0.014*** (-3.42)	월평균임금 (백만원)	0.021 (0.17)	0.016 (0.14)
나이*여자	1.643*** (3.19)	1.585*** (3.21)	상시직	0.468** (2.32)	0.448** (2.37)
나이제곱*여자	-0.030*** (-3.38)	-0.029*** (-3.40)	만 14세 가정형편 (평균 이하)	-0.432*** (-3.12)	-0.393*** (-3.04)
여자	-19.921*** (-2.71)	-19.289*** (-2.74)	종교	-0.022 (-0.14)	-0.03 (-0.19)
형제자매 수	0.082 (1.58)	0.081* (1.71)	기독교	0.143 (0.7)	0.137 (0.72)
대도시 출신 (출신 고교)	-0.356*** (-2.85)	-0.333*** (-2.88)	상수항	-18.671*** (-4.28)	-17.842*** (-4.30)
고교+인문계 출신 (과학고, 외고 포함)	0.277 (1.28)	0.262 (1.29)			
LogLikelihood	-972.9	-972.4	LR test H0:ρ=0	p-value : 0.495	p-value : 0.496
Obs	3448	3448			

주: 1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.
 2) ()는 t-value.

〈표 6〉 추정 결과(Mundlacker correction)

	모형 1	모형 2		모형 1	모형 2
나이	1.001*** (3.46)	0.993*** (3.43)	대출	0.821 (0.66)	2.179*** (3.11)
나이제곱	-0.015*** (-3.37)	-0.015*** (-3.35)	석박사졸	2.651* (1.67)	5.539*** (5.31)
나이*여자	1.614*** (3.04)	1.583*** (3.00)	여자*대출	1.612 (1.09)	-0.409 (-1.35)
나이제곱*여자	-0.030*** (-3.23)	-0.029*** (-3.17)	여자*석박사졸	3.186 (1.57)	-1.818*** (-2.84)
여자	-19.123** (-2.52)	-18.806** (-2.49)	재학중	-1.144*** (-2.83)	-1.150*** (-2.88)
형제자매 수	0.025 (0.45)	0.024 (0.45)	취업자	-0.091 (-0.26)	-0.088 (-0.25)
대도시 출신 (출신 고교)	-0.365*** (-2.80)	-0.359*** (-2.75)	남자*취업자	0.666 (1.53)	0.631 (1.45)
고교+인문계 출신 (과학고, 외고 포함)	0.306 (1.39)	0.322 (1.47)	월평균임금 (백만원)	-0.699*** (-4.62)	-0.674*** (-4.48)
고교+인문계+이과출신 (과학고 포함)	-0.254 (-0.66)	-0.285 (-0.75)	상시직	0.697** (2.49)	0.669** (2.39)
고교+인문계+이과 출신+남자	-0.26 (-0.64)	-0.238 (-0.59)	만 14세 가정형편 평균 이하	-0.460*** (-3.22)	-0.462*** (-3.24)
고교+인문계+문과출신 +여자	-0.483 (-1.60)	-0.536* (-1.79)	종교	0.013 (0.08)	0.007 (0.04)
			기독교	0.096 (0.45)	0.093 (0.44)
Log Likelihood	-919.3	-923.3			
Obs	3448	3448			

주: 1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

2) ()는 t-value.

3) 시간더미, 상수항, temporal average term은 생략. 부록 참조

<표 6>은 Mundlak Correction 추정 결과를 보여주고 있다. 시점 간 평균(Temporal Average term)을 달리 넣고 두 가지 모형으로 추정한 결과이며, 보다 자세한 추정 결과를 <표 7>에 첨부하였다. 여기에서도 앞의 모형에서와 다소 차이는 있지만, 상시직 취업자의 경우 결혼 확률을 높이는 것으로 나타났으며, 만 14세 이하 가정형편이 좋지 않은 경우 또한 앞에서의 경우와 마찬가지로 결혼 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 볼 때 경제력 변수는 항상 유의하게 영향을 미치는 요인으로 나타나고 있다.

V. 결 론

본 논문은 미혼인 상태에서 결혼할 때까지 걸리는 시간에 대해 분석함으로써 최근 만혼 현상을 설명하고자 하였다. 분석방법은 이산적 생존분석(Discrete-time survival analysis)을 이용하였으며, 기존 연구들과 달리 관찰되지 않는 이질성(Unobserved Heterogeneity)을 고려한 모델을 사용하여 추정하였다. 기존 연구들은 결혼이 늦춰지는 원인을 주로 여성의 교육수준 향상에 초점을 두었지만, 본 논문에서는 교육수준 이외에도 경제력, 탐색비용 등이 결혼을 늦추는 데 크게 영향을 미친다는 것을 강조하고 있다. 이러한 결과는 앞의 추정 결과에서 본 것처럼 결혼과 관련한 이론에서 함축하는 것과 같은 결과를 보여주는 것이라고 할 수 있다.

주요 결과를 요약하면, 교육수준과 관련하여, 여자 대졸은 고졸 이하에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 0.91배, 약 8.5% 낮아지고, 여자 석박사 졸업자는 여자 대졸에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 0.40배(59.6%)로 낮아지는 것으로 나타났다.

경제력과 관련하여, 남자 취업자의 경우 미취업자에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 1.65배 높아지며, 직업이 상시직이면 상시직이 아닌 경우에 비해 결혼하지 않을 확률 대비 결혼할 확률(Odds)이 1.60배 높아진다. 또한, 만 14세 때의 가정형편이 평균 이하인 경우 평균 이상인 경우에 비해 결혼할 확률이 0.65배 낮아진다.

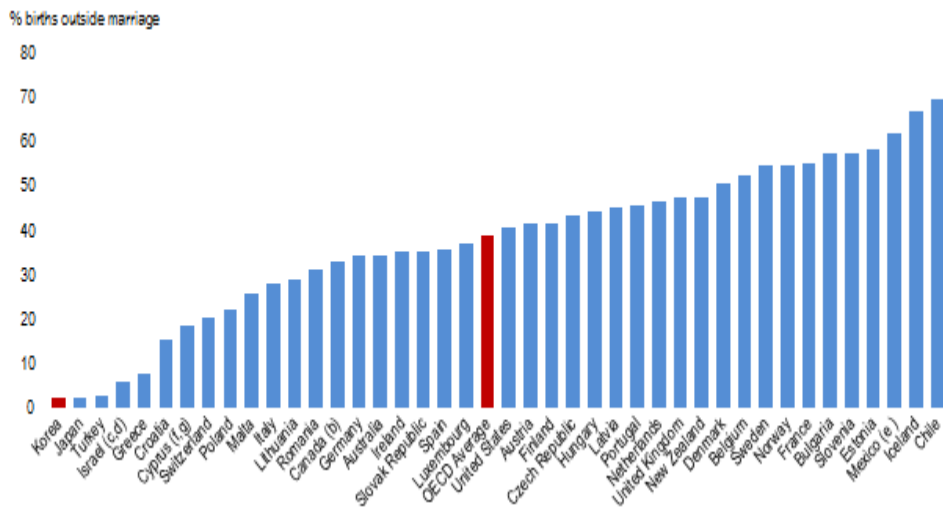
탐색비용과 관련해서는, 형제자매 수가 많을수록 결혼 확률이 높아지는 반면, 대도시

출신인 경우와 인문계 문과 출신 여자의 경우 결혼 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 나이의 경우 남자는 33.3세 이상, 여자는 27.4세 이상이 되면 결혼 확률이 낮아지는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 결혼과 관련하여 경제적 능력이 매우 중요한 변수라는 것을 말해준다. 특히 남성의 경우 일자리가 결혼에 미치는 영향이 상당한 것으로 나타났다. 이는 결혼을 통한 가족 형성을 높이기 위해서는 청년층의 경제력을 향상시키는 데 도움이 될 수 있는 정책적 노력이 필요하다는 점을 시사한다. 청년층의 비정규직 증가, 청년층의 실업문제 등 경제적 문제가 결혼을 앞둔 청년세대의 결혼을 미루거나 포기하게 하는 요인으로 작용하고 있다고 판단되기 때문이다.

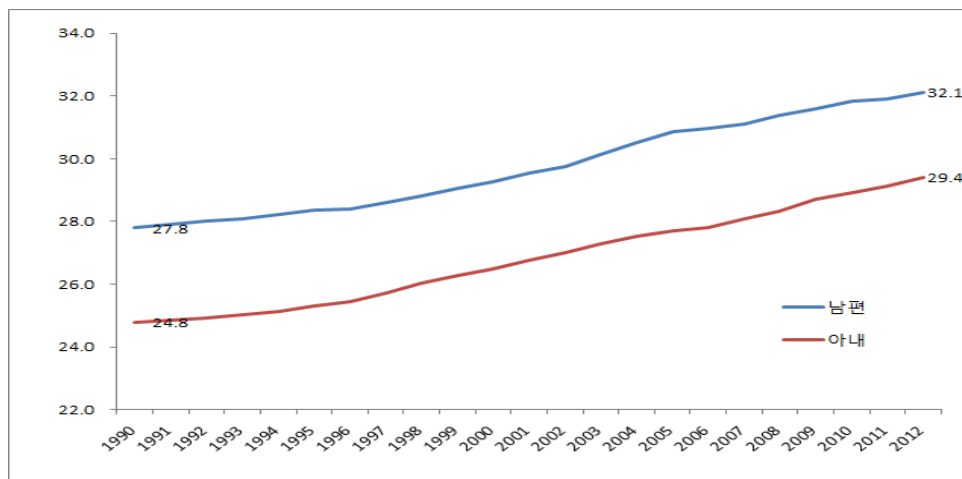
[부 록]

[그림 1] Proportion of births out of wedlock(2010)



자료 : OECD

[그림 2] 초혼연령 추이



자료 : 통계청 인구동향조사

〈표 7〉 Mundlack correction(Full)

	모형 1	모형 2		모형 1	모형 2
td2	-0.850*** (-3.49)	-0.845*** (-3.48)	석박사 줄	2.651* (1.67)	5.539*** (5.31)
td3	-0.463** (-2.05)	-0.456** (-2.03)	여자*대출	1.612 (1.09)	-0.409 (-1.35)
td4	-0.771*** (-3.09)	-0.762*** (-3.06)	여자*석박사줄	3.186 (1.57)	-1.818*** (-2.84)
td5	-0.694*** (-2.75)	-0.683*** (-2.72)	재학중	-1.144*** (-2.83)	-1.150*** (-2.88)
td6	-0.568** (-2.18)	-0.549** (-2.12)	취업자	-0.091 (-0.26)	-0.088 (-0.25)
td7	-1.206*** (-4.11)	-1.199*** (-4.09)	남자*취업자	0.666 (1.53)	0.631 (1.45)
td8	-1.900*** (-5.23)	-1.893*** (-5.21)	월평균임금 (백만원)	-0.699*** (-4.62)	-0.674*** (-4.48)
td9	-1.377*** (-4.08)	-1.356*** (-4.04)	상시직	0.697** (2.49)	0.669** (2.39)
td10	-0.836** (-2.54)	-0.850*** (-2.58)	만14세가정형편 평균이하	-0.460*** (-3.22)	-0.462*** (-3.24)
나이	1.001*** (3.46)	0.993*** (3.43)	종교	0.013 (0.08)	0.007 (0.04)
나이제곱	-0.015*** (-3.37)	-0.015*** (-3.35)	기독교	0.096 (0.45)	0.093 (0.44)
나이*여자	1.614*** (3.04)	1.583*** (3.00)	대출_m	-0.659 (-0.53)	-2.042*** (-2.99)
나이제곱*여자	-0.030*** (-3.23)	-0.029*** (-3.17)	석박사줄_m	-1.405 (-0.78)	-5.088*** (-4.23)
여자	-19.123** (-2.52)	-18.806** (-2.49)	여자*대출_m	-2.078 (-1.39)	
형제자매 수	0.025 (0.45)	0.024 (0.45)	여자*석박사줄_m	-6.870*** (-2.70)	
대도시 출신 (출신 교교)	-0.365*** (-2.80)	-0.359*** (-2.75)	재학중_m	1.231** (2.32)	1.332** (2.55)
고교+인문계출신 (과학고, 외고 포함)	0.306 (1.39)	0.322 (1.47)	취업자_m	-0.907* (-1.76)	-0.888* (-1.73)
고교+인문계+이과출신 (과학고 포함)	-0.254 (-0.66)	-0.285 (-0.75)	남자*취업자_m	0.686 (1.07)	0.815 (1.27)
고교+인문계+이과출신+남자	-0.26 (-0.64)	-0.238 (-0.59)	월평균임금_m	2.002*** (8.24)	1.945*** (8.06)
고교+인문계+문과출신+여자	-0.483 (-1.60)	-0.536* (-1.79)	상시직_m	-1.010** (-2.45)	-0.963** (-2.33)
대출	0.821 (0.66)	2.179*** (3.11)	상수항	-18.543*** (-4.15)	-18.431*** (-4.12)

주: 1) _m은 temporal average를 의미.

참고문헌

- 김성준. 「왜 결혼이 늦어지는가?」. 고려대학교 대학원 경제학과 석사학위 논문. (2015. 2)
- 박현준 · 이재경 · 조인경. “Changing Relationships between Education and Marriage among Korean Women.” *Korean Journal of Sociology* 47 (3) (June 2013): 51-76.
- 안태현. 「남성의 고용상황과 결혼형성」. 『노동정책연구』 10권 3호 (2010): 35-64.
- 우해봉. 「교육이 초혼 형성에 미치는 영향. 결혼 연기 혹은 독신?」. 『한국인구학』 32권 1호 (2009): 25-50.
- 이상림. 「혼인동향 분석과 정책과제」. 『보건복지 Issue & Focus』 204호 (2013-34): 1-8.
- 이철희. 「한국의 합계출산율 변화요인 분해」. 『한국인구학』 35권 3호 (2012): 117-144.
- 정창무. 「초혼연령에 영향을 주는 사회경제적 변인」. 『국토계획』 43권 4호 (2008): 105-118.
- Allison, Paul D. “Discrete-time Methods for the Analysis of Event Histories.” *Sociological Methodology* 13 (1) (1982): 61-98.
- Becker, Gary S. “A Theory of Marriage: Part I.” *The Journal of Political Economy* (July-August 1973): 813-846.
- _____. “A Theory of Marriage.” *Economics of the Family: Marriage, children, and human capital*. University of Chicago Press, 1974. pp.299-351.
- _____. *A Treatise on the Family*. Cambridge/MA, 1981.
- _____. *A Treatise on the Family*. Harvard University Press, 2009.
- Hwang, Jisoo. “Housewife,'Gold Miss,' and Equal: The Evolution of Educated Women's Role in Asia and the US.” *Journal of Population Economics*. Forthcoming (2015).
- Jenkins, Stephen P. “Survival analysis.” Unpublished Manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex. Colchester, UK (2005).

- Keeley, Michael C. "An analysis of the Age Pattern of First Marriage." *International Economic Review* (June 1979): 527-544.
- Lam, David. "Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical results and empirical implications." *Journal of Human Resources* (Autumn 1988): 462-487.
- Lancaster, Tony. "Econometric Methods for the Duration of Unemployment." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* (July 1979): 939-956.
- Lee, Myoung-Jae. *Micro-Econometrics*. Springer, 2010.
- Lee, Soohyung. "Preferences and Choice Constraints in Marital Sorting: Evidence from Korea." Unpublished manuscript available at http://soohlee.googlepages.com/soohyunglee_JMP.pdf (2007).
- Long, J. Scott, Paul D. Allison, and Robert McGinnis. "Rank Advancement in Academic Careers: Sex differences and the effects of productivity." *American Sociological Review* (October 1993): 703-722.
- Lundberg, Shelly, and Robert A. Pollak. "The American family and family economics." No. w12908. *National Bureau of Economic Research*.(2007).
- Meyer, Bruce D. "Unemployment Insurance and Unemployment Spells." *Econometrica* 50 (5) (July 1990): 757-782.
- Mundlak, Yair. "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* (February 1978): 69-85.
- Rabe-Hesketh, Sophia, and Anders Skrondal. *Multilevel and Longitudinal Modeling using Stata*. STATA Press, 2008.
- Veerle, Miranda. "Cooking, Caring and Volunteering: Unpaid work around the world." *OECD Social, Employment and Migration WORKING PAPERS* No. 116 (2011).
- Wooldridge, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, 2010.

abstract

Why have Marriages been Delayed?

Sung Jun Kim

In this paper we try to explain delays in one's first marriage that are observed in contemporary society by accounting for possible factors that may play a substantial role in delaying marriages. Discrete-time survival analysis with unobserved heterogeneity was employed. The result indicates that the odds of getting married compared to odds of not getting married are 0.91 times, i.e. 8.5% lower for women with bachelor's degree than women with high school diploma or below. The odds of getting married compared to odds of not getting married are 0.4 times, i.e. 59.6% lower in case of women with masters and/or doctorate program degree than women with bachelor's degree. Employed men's odds of getting married to not getting married are increased by a factor of 1.65 compared to the unemployed men. In addition, if one's family circumstances are economically below average at the age of 14, the odds decrease by a multiple of 0.65. With these results, we are able to conclude that not only education level but also one's economic ability play significant roles in determining one's marriage decision.

Keywords : marriage, discrete time survival analysis, unobserved heterogeneity