

초혼연령에 영향을 주는 사회경제적 변인

Age at First Marriage and its Determinants in Korea

정창무*
Jung, Chang-Mu

Abstract

Age at first marriage has risen dramatically in many industrialized societies. Men and women are postponing marriage and the birth rate is falling in Korea. In 2003 the average age at first marriage for women in Korea was 27.8 compared with the USA's average of 25.5, a full two years older and the average age for men marrying was 30.9. The percentage of the elderly is growing rapidly and their care becomes a major social problem as the whole society gets older and has lost vitality. The aim of this paper is to investigate the differentials and determinants of average age at first marriage in Korea using panel data of the National Statistical Office. The two-stage structural regression model was employed to identify the magnitude and significance of the effects of various socioeconomic variables on average age at first marriage. The variables of female labor force participation rate, consumer price index, gross national income per capita, the relative scarcity of the opposite sex, and housing availability were found to be significant determinants of male's age at first marriage. Since obtaining housing is generally an important prerequisite to setting up a household, housing availability affects the timing of marriages among persons who have definitely decided to marry. The empirical results show that lagged variables of the amount of housing completions have negative influence on man's average age at first marriage, while the increased economic opportunity for women makes marriage less attractive to women. On the other hand, sex ratio, the relative scarcity of the opposite sex, and interest rates and marriage rate of the previous year are proven to be determinants of female average age at first marriage.

키 워 드 • 초혼연령, 성비, 혼인율, 이혼율

Keywords • Age at First Marriage, Sex Ratio, Marriage Rate, Divorce Rate

I. 서론

1. 연구 배경 및 목적

계획인구의 추정이 모든 도시기본계획의 토

대가 된다는 것을 부정하는 도시계획가는 없다. ‘도시의 인구변화는 도시계획의 모든 단계에서 총괄적인 지표’이므로(황태일·박현수, 2003: 113), 계획분야에서는 미래 일정 시점의 인구를 추정하고 인구 추이를 전망하고자 하

* 본학회 정회원, 서울대학교 건설환경공학부 교수(단독저자: plan@snu.ac.kr).

는 다양한 노력이 경주되어 왔다. 예를 들어 산업화에 따른 인구성장(오점섭·김미선·강양석, 2007), 기술진보에 따른 우리나라의 적정인구 규모(김형기·이성호, 2006), 고용의 변화에 따른 수도권 인구 전망(황태일·박헌수, 2003) 등의 연구가 미래의 일정 시점의 인구예측에 초점을 두었다면, 박민아와 이우중(2003)의 연구와 이재원, 신진동, 이우중(2005)의 연구 등은 계획인구와 실제인구간의 괴리의 원인을 규명한 연구 등을 들 수 있다.

도시계획학계의 인구연구가 추정 또는 추정 방법의 정확성 문제로부터 저출산·고령화 사회라는 우리 사회가 당면한 절박한 사회경제적 문제로 시선을 돌리게 된 계기는 손정목(2002), 최성연과 김근영(2003), 김만재와 최정진(2006)의 문제 제기라고 할 수 있다. ‘인구감소화 사회와 국토·도시정책’이라는 도시정보지 시론에서 손정목(2002)은 인구증가, 토지부족, 물가상승이라는 전제 위에 성립된 우리나라의 모든 정책들은 앞으로 다가올 인구감소, 토지자원 유희화, 주택공급 과잉, 물가하락이라는 ‘무시무시한’ 현상을 감지하지 못한 ‘한심’한 정책이라고 질타한 바 있으며, 최성연과 김근영(2003: 6) 역시 인구학과 도시계획간의 관련성과 그 중요성을 역설하면서 ‘인구학은 지리학, 사회학, 경제학, 도시계획, 정치학, 통계학, 가정학 등 다양한 분야의 학자들이 함께 연구하는 학문간 상호연계성이 강한 학문분야’로 이제는 ‘우리나라의 도시계획가들이 우리나라의 인구특성과 도시계획에 적합한 주택인구학을 개발하고 발전시켜 우리나라의 도시계획을 한 차원 높게 발전시킬 때’라고 주장하였다. 김만재와 최정진(2006)도 ‘저출산·고령화 시대의 도시계획’과 ‘저출산·고령화 시대와 도시주거의 미래’라는 글을 통해 저출산으로 야기

되는 사회경제적 문제들과 도시계획의 대응방안에 대한 논의를 전개한 바 있다.

인구학과 도시계획학간 연계의 중요성과 연구의 필요성에 대한 도시계획학계의 자성의 목소리에도 불구하고 장기적인 인구변동의 원인에 대한 도시계획학계의 무관심과 편견은 지속되고 있다. 장기적인 인구변동 요인을 다룬 도시계획학계의 연구는 농업생산의 노동투입요소로 농촌아동의 효용변화를 통해 농촌출산율을 이론적으로 분석한 이상근(1981)의 연구를 제외하고는 찾아보기 힘들다. 우리나라 인구감소의 원인중 하나로 저출산과 초혼연령 증가가 주된 원인(김형기·이성호, 2006: 11)이며, 출산율 감소의 가장 중요한 원인중 하나로 초혼연령 증가라는 사실을 인지하고는 있지만(김만재·최정민, 2006: 3; 최선영·김근영, 2003: 4), 장기적인 인구변화의 원인을 규명하기 위한 도시계획학계의 노력은 아직도 일천한 수준이며, 사회인구학에 대한 무관심과 편견이 학계를 지배하고 있는 실정이다. 이 연구는 통계청의 패널자료를 이용해 초혼연령에 영향을 미치는 사회경제적 변수들을 파악하고 그 크기를 규명하는 실증연구이며, 이를 통해 도시계획가들이 관행적으로 답습하고 있는 인구전망 또는 추정방식에 대한 자성과 분발을 촉구하고자 하는 연구이다.

II. 기존 연구의 검토

이십세기 초반 한국인의 평균 초혼연령은 양반계층을 기준으로 남자가 16.72세, 여자가 16.58세로 10대 중반이 넘으면 성혼을 하여 일가를 이루는 것이 보편적이었다(박희진, 2006: 9; 송기호, 2006, 한경혜, 1993). 산업화·도시화와 더불어 초혼연령은 점차 증가하기 시작

하여 2006년 현재 한국 남자의 평균 초혼연령은 만 30.9세, 여자는 만 27.8세로 지난 백여년간 남자의 초혼연령은 14.18세, 여자는 11.22세의 급증을 보였다. 2003년을 기준으로 미국 센서스 자료와 비교하면, 한국 남자의 경우 미국 남자의 평균 초혼연령과 비교하여 3살이 높고, 여자의 경우는 만 2살이 높은 실정이다.

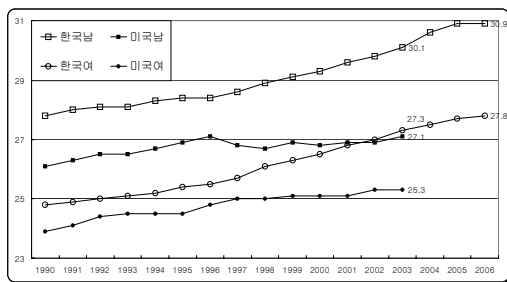


그림 1. 한국과 미국의 평균초혼연령 추이

출처 : <http://www.census.gov/population/socdemo/hh-fam/tabMS-2.pdf>
http://www.kosis.kr/domestic/theme/do01_index.jsp

이러한 초혼연령의 증가는 다양한 사회문제를 야기하고 있다. 초혼연령의 증가로 첫 자녀 출산시기가 늦어짐과 동시에 출산율 자체를 감소한다. 그 결과 2005년 기준 우리나라의 가입 여성 1인당 합계출산율은 1.19명으로 세계에서 가장 낮은 출산율을 보이고 있다(정현숙, 2006: 2). 이러한 저출산율 때문에 현재 5,000만에 육박하는 우리나라의 인구가 2100년경에는 1,600만여 명으로 줄어들 것으로 예측되고 있다(정현숙, 2006: 2). 초혼연령 증가에 따른 저출산으로 인구 급감만이 아니라, 인구의 고령화가 가속되어 사회 전반적으로 활기를 떨어뜨리고 있는 실정이다(은기수, 2001). 초혼연령 증가로 야기된 사회전반적인 고령화는 젊은 노동인력 감소에 따른 사회적 부양 부담 증가와 인구감소에 따른 소비시장 위축 등 수많은 사회경제적 문제를 양산하고 있다(송다

영, 2004).

이러한 현상을 사회 위기로 파악하여 최근 정부는 다산장려정책을 실시하고 있는 실정이다. 이 점에 대한 보다 근본적인 해결책을 강조하는 사람들은 초혼연령의 급격한 증가와 이에 따른 저출산을 개인의 선호나 가치관의 변화로 파악할 것이 아니라, 사회환경 변화에 따른 개인과 가족의 자연스런 적응과정으로 보아야 하며, 문제해결을 위해서는 부모와 자녀로 구성된 가족전체의 효용을 극대화하려는 가족전략이 필요하다고 주장하고 있다(한경혜, 1990). 송다영(2004) 역시 출산율 감소와 이혼율 증가 등과 같은 가족관계 변화의 근원적 동인은 가족 내부에 있는 것이 아니기 때문에 문제해결을 위해서는 단순한 다산장려정책보다는 20대 후반 연령계층의 교육수준 향상과 경제활동참가율 증가, 노동시장의 구조변화를 살펴보아야 하며, 이혼 역시 행복하지 않은 결혼관계의 대안으로 파악할 필요가 있다는 입장을 견지하고 있다.

초혼연령 증대가 심각한 사회문제로 간주되었음에도 불구하고 한국사회에서 초혼연령 증가를 실증적으로 규명하려는 연구는 매우 드물었다. 산업화에 따른 결혼연령 변화에 대한 이론적 고찰을 시도한 한경혜(1990)의 연구와 결혼 이후 첫 아이를 출산할 때까지의 기간인 출산간격의 변화를 실증적으로 고찰한 은기수(2001)의 연구, 그리고 30대 기혼 남녀의 초혼연령 결정요인을 분석한 최새은·옥선화(2003)의 연구 등 손으로 꼽을 수 있는 정도이다.

산업화에 따른 결혼연령 변화에 대한 이론적 고찰을 시도한 한경혜(1990)는 초혼연령과 출산연령 증가의 원인으로 친족망 약화, 부모-자녀간 상호의존성 강화, 혼인비용의 증대를 들고 있다. 다시 말해 결혼에 따른 직접비용이

나 탐색비용의 부담을 덜어주었던 강력한 친족망이 약화됨에 따라 결혼에 따른 비용이 증가하여, 초혼연령의 증대를 결과하였다고 주장하고 있다. 은기수(2001)의 실증연구는 초혼연령 증대 그 자체가 아니라, 초혼연령 증대에 따른 출산간격을 분석대상으로 삼은 실증연구로 결혼연령이 높아질수록 출산간격이 짧아지는 것이 일반적이며, 1980년대 후반부터는 관찰되는 신혼부부들의 첫 출산간격의 증대가 우리나라의 낮은 출산력을 설명하는데 부분적으로 기여하고 있음을 규명하였다. 한경혜(1990)의 연구는 최근 젊은 사람들의 초혼연령 증가를 이론적으로 접근하였지만, 실증분석을 수행하지는 않았다. 은기수(2001)가 수행한 실증연구 역시 초혼연령 증가 현상과 출산력과의 관계에 초점을 맞추었을 뿐 초혼연령 증가 원인에 대한 규명은 시도하지 않았다.

최새은·옥선화(2003)의 연구는 30대 기혼 남녀의 초혼연령 결정요인을 규명하려는 본격적인 실증연구라고 할 수 있다. 1965년에서 1970년 사이에 출생한 기혼남녀 383명의 설문 응답자료를 대상으로 사회인구학적인 변수(소득, 직업, 교육수준, 취업연수 등), 결혼가치변수(결혼관, 결혼규범 등), 가족관련 변수(부모의 사회경제적 지위, 부모생존여부, 출생순위 등) 등이 초혼연령에 유의한 영향을 미치는가를 회귀분석을 통해 분석하였다. 실증분석 결과 남녀 공히 소득과 교육수준이 높고, 취업연수가 길수록 초혼연령이 늦는 것으로 나타났다. 결혼관과 결혼규범과 같은 결혼가치변수의 경우 남자에게는 유의하지 않았지만, 여자의 경우 긍정적인 결혼관과 강한 결혼규범을 가진 여자의 초혼연령은 빠른 것으로 드러났다. 가족 관련 변수의 경우 부모가 사망한 경우 남자의 초혼연령은 늦어지나, 여성의 경우 부

모의 사회경제적 지위가 높을수록 초혼연령이 빨라지는 것으로 분석되었다. 최새은과 옥선화(2003)는 개인의 설문응답자료를 분석해 소득, 직업 등의 사회인구학적인 변수, 결혼에 대한 가치관, 결혼 규범에 대한 인식 등이 초혼연령에 미치는 영향을 실증적으로 규명하였지만, 설문응답이라는 자료의 한계로 인하여 실업률이나 소비자물가수준, 대미불 환율 등 사회전반적인 경제여건변화가 초혼연령에 미치는 영향을 검토하지는 못했으며, 남녀성비와 같은 중요한 사회인구학적인 변인이 초혼연령에 미치는 영향도 규명하지 못했다.

시계열적인 경제사회변수의 영향력을 검토한 국내 연구는 사례를 찾기 어렵지만, 외국의 경우 경제사회변수의 시계열적 영향력을 검토한 많은 연구들이 수행된 바 있다. 2000년 세계 156개국의 초혼연령에 대한 집계자료를 분석한 Saardchom과 Lemaire(2005)의 실증분석결과에 따르면 초혼연령의 상승과 남녀의 초혼연령차이가 줄어드는 추세는 세계적인 현상이며, 1인당 GDP가 증가할수록, 여성의 교육수준이 높아질수록 평균 초혼연령이 늦어지며, 남녀간의 초혼연령차이도 줄어드는 것으로 나타났다. 여성의 교육수준이 높을수록 초혼연령이 늦어지고 출산율이 떨어지는 현상은 아프리카 말라위(Manda and Meyer, 2005), 홍콩(Wong, 2005), 네팔(Aryal, 2007), 방글라데쉬(Islam and Ahmed, 1998), 베트남(Nguyen, 1997), 영국(Ermisch, 1981), 미국(Keeley, 1977), 일본(Ermisch and Ogawa, 1994) 등 세계 곳곳에서 특징적으로 관찰되는 현상이다.

전 세계적으로 초혼연령이 늦어지고 있는 현상에 대한 이론적 근거는 노벨 경제학상 수상자인 Becker(1973; 1974)의 “결혼의 경제학”에서 찾을 수 있다. Becker는 결혼을 경제현상

으로 상정하고 효용을 극대화하려는 개인과 그러한 개인들이 모여 구성된 결혼시장이 존재하며, 시장균형을 이룬다고 가정하였다. 효용을 극대화하려는 개인은 결혼을 통해 얻을 수 있는 이득과 비용을 비교함으로써 결혼 여부를 결정하게 된다. 이 경우 결혼의 이득과 비용은 개인의 소득과 인적자산, 남녀간 임금의 상대적 격차에 의존하게 된다. 예를 들어 남녀가 결혼하는 이유는 아이를 낳고 키울 경우 결혼해 한 집에서 함께 사는 것이 그렇지 않은 경우에 비해 비용이 적게 들기 때문이며, 남녀 성비가 균형을 이루고 있는 사회에서 일부일처제가 지배적인 결혼형태가 되는 것은 일부일처제하에서 부부 각각의 한계효용이 일부다처제나 다부일처제에 비해 크기 때문이라고 설명하고 있다. Becker(1973; 1974)의 이론을 확장하면, 초혼연령이 늦어지는 것은 결혼으로 인한 이득이 줄어들고 비용은 증가하기 때문이라고 쉽게 유추할 수 있다. 일례로 남자의 기대소득이 늘어나면, 결혼을 통해 부인의 도움으로 가사정리에 투자할 시간을 절약함으로써 결혼을 통해 얻을 수 있는 이득이 커지므로 빨리 결혼하려는 유인이 생기지만, 여자의 경우 기대소득이 올라가면, 결혼할 경우 포기해야 할 소득이 커지게 되므로 결혼을 미루게 되며, 이 결과 초혼연령이 증가하게 된다 (Becker, Landes and Robert, 1977). Becker(1973; 1974)의 결혼시장에 대한 이론적 분석에 힘입어, Becker의 이론을 현실세계에서 검증하려는 다양한 시도가 이루어진 바 있다.¹⁾

III. 연구가설의 설정

이 연구는 초혼연령에 영향을 미치는 사회경제적 변인에 관한 연구이다. 초혼연령은 크

게 남자의 초혼연령과 여자의 초혼연령, 남녀를 합한 평균 초혼연령, 그리고 남녀 초혼연령 차이로 구분해 볼 수 있다. 검토하고자 하는 연구가설은 다음과 같다.

남자의 초혼연령 상승은 여자의 초혼연령 상승에 양의 효과를 줄 것으로 판단한다. 반대로 여자의 초혼연령 상승 역시 남자의 초혼연령 상승에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 초혼연령과 관련해 뚜렷한 보편적인 특징 중 하나는 남자의 초혼연령이 여자의 초혼연령보다 높다는 사실이다. 1881년부터 1953년까지 스웨덴의 초혼연령을 검토한 Chambliss (1957)는 남자의 평균 초혼연령은 27.7세, 여자의 평균 초혼연령은 25.3세로 남녀간의 초혼연령은 평균 2살내지 3살 차이의 연령 차이를 보이면서 70년 이상 일정하게 유지되고 있다는 사실을 밝혀냈다. 그 이유에 대해 Siow(2003)는 다음과 같이 설명하고 있다. 어떤 사회의 인구규모가 일정하게 유지되고 모든 결혼의 목적이 아이를 생산하는 것이라고 가정하면 여자의 가임기간이 남자보다 짧기 때문에 나이 많은 여자는 결혼하지 못하는 반면 나이 많은 남자는 나이가 들어서도 결혼할 수 있다. 가임이 가능하지 않은 여자들은 독신으로 남고 가임이 가능한 젊은 여자들이 나이 많은 남자들과 결혼함에 따라 결혼 가능한 젊은 여자의 수가 줄어들게 된다. 따라서 젊은 여자들이 모자람에 따라 짝을 못 찾은 젊은 남자들의 미혼이 늘어나게 되므로 남자의 평균 초혼연령은 여자의 평균 초혼연령보다 늦어진다. 남자의 초혼연령이 상승한다는 것은 성비가 균형을 이루는 사회에서 미혼인 젊은 여자의 비율이 상대적으로 줄어든다는 것을 의미하기 때문에 젊은 연령대에서 남녀성비가 증가하게 된다. 남녀성비가 증가하면 여자의 협상력이

커지게 되므로, 여자의 경우 혼인을 서두를 유인이 줄어들며, 그에 따라 여자의 초혼연령도 증가하게 된다. 결국 남녀 성비가 높을수록 여자의 초혼연령은 늦어지게 된다.

전년도 남자나 여자의 초혼연령 변화는 특정 연령층의 혼인을 준비하고 있는 남녀성비를 증대시키거나(전년도 남자의 초혼연령 증가할 경우 특정 연령대의 결혼하고자 하는 남자들의 수가 많아짐) 감소시키게 된다(전년도 여자의 초혼연령 증가할 경우 특정 연령대의 결혼하고자 하는 여자의 증가함). 결혼가능한 남자의 수가 상대적으로 많아짐에 따라 남자의 회소가치가 줄어들게 되며, 다른 조건이 동일하다면, 상대적으로 젊은 남성들이 나이 든 남성들에 비해 비교우위를 확보하게 되어, 전반적으로 남자의 초혼연령은 하락하게 된다. 반면, 혼인 가능한 여자들의 수가 상대적으로 증가하면, 나이든 여성들에 비해 젊은 여성들의 비교우위가 더 커지게 되어 여자들의 초혼연령은 감소하게 된다. 따라서 전년도 초혼연령은 현재의 초혼연령에 음의 효과를 미치게 된다.

주변에 결혼하는 사람이 많아지거나, 이혼하는 사람이 많아진다면, 결혼연령은 어떻게 변화할까? Todd, Billari, 그리고 Simao(2005)는 초혼연령이 사회전반적인 혼인율과 이혼율, 초혼연령 등의 영향을 받는다는 점을 실증적으로 규명한 바 있다. 사회 전반적으로 이혼이 확산되면, 결혼을 연기하거나 회피하게 되며, 반대로 주변에 결혼하는 사람들이 많아지면, 결혼을 서두르거나 결혼시기를 앞당기기는 현상이 발생하게 된다. Todd, Billari, 그리고 Simao(2005)의 주장이 옳다면, 우리나라의 경우에도 전년도 혼인율의 증가는 초혼연령을 줄이는 방향으로, 전년도 이혼율의 증가는 초혼연령을 늦추는 방향으로 작동할 것으로 판

단된다.

여자의 경제활동참가율 증가가 남녀의 결혼연령에 미치는 영향은 복합적이라고 할 수 있다. 만약 결혼적령기의 남성들의 수가 모자라 결혼을 할 수 없는 여성들의 수가 증가할 경우 다른 대안이 없다면, 여자의 경제활동참가율은 증가할 수 있을 것이다. 반대로 여자의 경제활동참가율이 증가한다면, 여자의 경우 결혼의 기회비용이 (소득상실이라는 관점에서) 커지게 되므로, 혼인을 미루거나 회피할 가능성도 커지게 된다. 따라서 여자의 경제활동참가율은 초혼연령 변화의 원인일 수도 있으며, 결과가 될 수도 있다.

경제활동참가율과 초혼연령과의 관계를 직접적으로 규명한 실증연구는 찾기 어렵지만, 소득과 관련된 다양한 실증연구들이 존재한다. 여자의 경제활동참가율 증가가 여자의 소득향상으로 이어진다고 전제하면, 여자의 경제활동참가율 즉 여자의 소득창출능력이 여자의 초혼연령에 미치는 영향을 두 가지로 구분해 살펴볼 수 있다. 과거 미국사회에서 여자가 가진 일자리는, 결혼할 남자의 입장에서 보았을 때 일종의 지참금으로 간주되었기 때문에 일자리를 가진 여자의 초혼연령이 빠르다는 것이 이제까지의 정설이라고 할 수 있다(Preston and Richards, 1975). 이 경우 여자의 경제활동참가율 증대는 여자의 초혼연령을 낮추는 원인으로 작동하게 된다. 1970년 미국 센서스자료의 22세에서 24세 여성에 대한 자료를 분석한 White(1981)는 흑인여성의 경우 소득이 높을수록 초혼연령이 빨라지지만, 백인 여성의 경우는 초혼연령이 늦어진다는 것을 검증한 바 있다. 이렇게 인종별로 상반된 실증분석결과에 대해 Teachman 등 2인(1987)은 흑인여성의 경우 흑인여성의 소득창출능력이 흑인남성들에

게 일종의 지참금으로 간주되어 혼인여성의 매력도를 높이는 요소로 작용하지만, 백인 여성의 경우는 소득 향상이 결혼의 기회비용 증대로 이어져 초혼연령을 늦추는 방향으로 작용한다고 주장한다. 하지만, Teachman 등 2인(1987)은 인종별로 여성의 소득향상이 각각 다른 방향으로 작용하는가에 대한 명확한 설명을 제시하고 있지는 않다. 대체로 많은 실증분석들이 높은 소득의 여성들은 낮은 소득의 여성보다 결혼연령이 늦다는 것을 지지하고 있다(Ermisch, 1981; Keeley 1977; Loughran and Zissimopoulos, 2004; Preston and Richards 1975).

주택시장상황이 혼인율에 미친 영향을 검토한 Ermisch(1981)와 Haurin 등 2인(1993)의 연구가 있지만, 주택시장여건이 초혼연령에 어떤 영향을 미치는가를 검토한 실증연구는 찾기 힘든 상황이다. 신혼부부들이 신혼집으로 전셋집을 구하는 우리 사회의 관행에 비추어 생각할 때 주택공급의 확대를 통한 주거확보의 가능성 증대나 전세가와 같은 주택가격의 상승은 결혼시기를 앞당기거나(주택공급 확대), 결혼시기를 늦출 것으로(전세가 상승의 경우) 판단된다.

소득의 대리변수로써 일인당 국민총생산이나 지역총생산이 증가할 경우 초혼연령은 늘어날 것으로 예상된다(Saardchom and Lemaire, 2005). 소득이 올라갈수록 초혼연령이 늦어지는 것은 지식정보시대에 들어서면서 생애소득 증대라는 관점에서 대학과 대학원 교육을 통한 인적자본 투자의 효율성이 더 커지게 됨에 따라 교육에 투자하는 기간이 늘어나기 때문이다(Loughran and Zissimopoulos, 2004; Wong, 2005). 소비자 물가가 상승하거나, 금리가 인상된다면, 사회 전반적으로 유동성 제약이 커지게 되므로, 결혼비용이 증가하게 되고 그에 따

라 초혼연령도 상승할 것으로 판단된다. 반면 주가가 상승하여 유동성 제약이 완화된다면, 그 반대로 초혼연령은 낮아질 것이다.²⁾

IV. 자료와 분석방법

초혼연령 증가의 원인을 규명한 실증연구들도 많지 않지만, 기 수행된 몇 편의 연구들 대부분이 활용한 자료들은 개인 설문자료인 횡단면자료였다(은기수, 2001; 최세은·옥선하, 2003). 횡단면자료를 이용할 경우 응답자의 사회경제적 배경합수가 초혼연령에 미치는 영향을 규명할 수는 있으나, 거시적 차원의 사회경제여건-예를 들어, 실업률, 물가상승률, 남녀성비 등-이 초혼연령에 미치는 영향력을 규명하기에는 근본적인 한계를 안고 있다고 볼 수 있다. 정현숙(2006)의 연구가 혼인율과 출산율이라는 시계열 자료를 분석하고 있지만, 혼인율 또는 출산율에 미치는 사회경제적 요인을 규명하기 보다는 추세를 묘사하는 측면에 머무르고 있어, 혼인율과 출산율에 영향을 미치는 사회경제적인 동인을 규명하지는 못하고 있다. 이 연구는 우리나라의 15개 광역시도의 17년간의 시계열자료 분석을 통해 우리나라 젊은이들의 초혼연령에 영향을 미치는 사회경제적 변인을 실증적으로 규명하고자 하는 연구이다. 금리나 물가상승률, 지역의 실업률이나 경제활동참가율 등이 초혼연령에 어떤 영향을 미치는가를 실증적으로 분석한 연구가 없다는 측면에서 이 연구는 새로운 시도라고 할 수 있다. 분석에 활용된 자료는 건설지식정보시스템의 주거용 건축허가면적을 제외하고는 모두 통계청에서 구득할 수 있는 자료이며, 이중 총통화량, 연평균주가지수, 시장금리, 대미불환율, 1인당 국민총소득 등 5개 변수는 전

국변수, 나머지 변수는 모두 광역시도별 변수이다. 단위근을 가지고 있는 변수들의 경우 차분값을 변수로 활용하였다.

남편과 처의 초혼연령은 상호작용을 하는 변수들이라고 할 수 있다. 처의 초혼연령이 증가하면 남편의 초혼연령이 증가하는 피드백 과정이 매개되어 있으므로, 계수의 정확한 추정을 위해서는 연립방정식 모형을 구축해야 한다. 연립방정식 모형의 경우 구조방정식 모형에서 기본적으로 전제해야 하는 인과적 흐름의 순서를 고려할 필요가 없으며, 변수간 인과관계에 대한 일방성의 가정을 전제할 필요가 없게 된다(이순목, 1990). 즉 남편의 초혼연령과 처의 초혼연령간의 일방적 인과관계가

아닌, 상호작용을 감안해 모형을 구축할 수 있게 된다. 초기모형의 독립변수로 포함된 변수 중 여자 경제활동참가율 변수의 경우 초혼연령과의 상호작용효과를 배제할 수 없다. 예를 들어, 어느 지역의 여자의 경제활동참가율이 활발하다면, 경제활동에 참가한 여자들의 초혼연령이 늦어질 수도 있으며, 초혼연령이 늦어져 여자의 경제활동참가율이 제고될 수도 있을 것이다. 따라서 여자의 경제활동참가율은 연립방정식 모형의 내생변수로 처리하는 것이 바람직하다고 판단하여, ‘남편의 초혼연령,’ ‘처의 초혼연령,’ ‘여자의 경제활동참가율’을 내생변수로 기타변수를 선결변수로 하는 연립방정식 모형을 구축하였다. 계수의 추정방법으

표 1. 변수와 설명

연번	변수	설명
1	남편의 초혼연령	시도별 남편의 평균 초혼연령
2	처의 초혼연령	시도별 처의 평균 초혼연령
3	일반이혼율(25)	1년에 발생한 총 이혼건수 / 당해연도의 25세 이상인구
4	일반이혼율(20)	1년에 발생한 총 이혼건수 / 당해연도의 20세 이상인구
5	일반혼인율(25)	1년에 발생한 총 결혼건수 / 당해연도의 25세 이상인구
6	일반혼인율(20)	1년에 발생한 총 결혼건수 / 당해연도의 20세 이상인구
7	남경제활동참가율 (%)	남성 경제활동인구 / 남성 15세이상인구 = 남성 (취업자수 + 실업자수) / 남성 15세 이상 인구
8	남실업률 (%)	남성 실업자수 / 남성 경제활동인구
9	남고용률 (%)	남성 취업자수 / 남성 15세이상인구
10	여경제활동참가율 (%)	여성 경제활동인구 / 여성 15세이상인구 = 여성 (취업자수 + 실업자수) / 여성 15세 이상 인구
11	여실업률 (%)	여성 실업자수 / 여성 경제활동인구
12	여고용률 (%)	여성 취업자수 / 여성 15세이상인구
13	전세가상승률	전기대비 전세가 지수 변화폭 / 전기 전세가 지수
14	전세	연간 평균 전세가 지수 / 연간 평균 물가지수
15	월세상승률	전기대비 월세가 지수 변화폭 / 전기 월세가 지수
16	월세	연간 평균 월세가 지수 / 연간 평균 물가지수
17	물가지수	연간 평균 물가지수
18	남/여성비(20)	당해 연도 20세 이상 남자 인구 / 당해 연도 20세 이상 여자 인구
19	1인당GRDP	당해 연도 지역총생산(2000년 기준가격) / 당해 연도 인구
20	총통화량	M2(십억원 평균 잔액기준)
21	연평균주가지수	연평균주가지수(80.1.4=100)
22	시장금리	회사채(장외3년, AA-등급) 수익률(%)
23	대미불환율	대미불환율 매매기준율
24	주거용 건축허가면적	지역별 주거용 건축허가면적 지수(1983년부터 2007년까지 연평균 주거용 건축허가면적 대비)
25	1인당 국민총소득(실질, 만원)	1인당 국민총소득(명목, 원화표시) (만원)/GDP 디플레이터(2000=100)

로 2단계최소자승법(two stage least square)을 적용하였다.

V. 분석결과

초혼연령에 미치는 사회경제적 변수들의 영향을 검토하기 위한 초기 모형 구축을 위해 남자와 여자의 초혼연령을 종속변수로, 나머지 독립변수는 변수추가법(stepwise)에 의해 선별하였다. 분석결과 남자의 초혼연령에 영향을 미치는 사회경제적 변수로는 여자의 초혼연령과 여자의 경제활동참가율, 소비자물가지수, 주택공급량, 소득의 대리변수로서 1인당 국민총소득, 전년도 이혼율 등이었으며, 여자의 초혼연령에 영향을 미치는 사회경제적 변수로는 남자의 평균 초혼연령, 남녀성비, 주가지수나 금리와 같은 경제지표, 전년도 혼인율 등이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표 2. 남편의 평균 초혼연령 회귀모형

변수명	계수	표준화계수	T값	확장자
상수	0.118	0.000	5.08	0.000
전년도남편의 초혼연령	-0.286	-0.283	-4.36	2.907
처 초혼연령	0.451	0.387	8.11	1.571
전년도 처 초혼연령	0.245	0.220	4.09	1.999
여자 경제활동참가율	-0.011	-0.124	-2.5	1.701
2년전 주거용건축허가면적	-0.034	-0.125	-3.04	1.166
1인당 국민총소득	0.000	0.121	2.39	1.769
전년도 일반이혼율	0.045	0.137	2.21	2.633
전라남도 지역 더미	0.046	0.089	2.3	1.018
94년 더미	-0.047	-0.091	-2.2	1.183
96년 더미	-0.077	-0.150	-3.74	1.108
97년 더미	-0.065	-0.125	-2.96	1.228
2003년 더미	0.117	0.227	5.43	1.205
2004년 더미	0.176	0.341	7.4	1.461
2005년 더미	0.201	0.389	6.44	2.518

* 수정결정계수 : 0.6751; DW통계량 : 1.997

초혼연령 회귀모형의 설명력은 수정결정계수로 0.67내지 0.69수준이며, 독립변수간의 다중공선성과 오차항간의 자기상관문제는 큰 문

제가 없는 것으로 나타났다. 회귀모형을 살펴보면, 남편의 초혼연령은 전년도 남편의 초혼연령이 낮을수록, 처의 초혼연령이 높을수록, 여자의 경제활동참가율이 낮을수록 1인당 국민총소득이 높을수록, 전년도 일반 이혼율이 높을수록 늦어지는 것으로 나타났다. 주택시장상황이 초혼연령에 영향을 미치는 것은 흥미로운 사실로서 2년 전 주거용 건축허가면적이 늘어 현재 시점에서 주택공급이 늘어날 경우 초혼연령이 줄어드는 것으로 나타났다.

처의 초혼연령은 전년도 처의 초혼연령이 낮을수록, 남편의 초혼연령이 높을수록, 지역별로 20세 이상 남녀성비가 높을수록, 전년도 연평균 주가지수 상승분이 낮을수록, 금리가 높을수록 전년도의 일반 혼인율이 낮을수록 높아지는 것으로 나타났다.

표 3. 처의 평균 초혼연령 회귀모형

변수명	계수	표준화계수	T값	확장자
상수	0.256	0	14.61	0
전년도 처 초혼연령	-0.488	-0.511	-8.40	2.678
남편 초혼연령	0.296	0.345	7.25	1.637
전년도 남편 초혼연령	0.122	0.141	2.51	2.280
20세이상 남녀성비	3.619	0.089	2.20	1.184
전년도 연평균종합주가지수	0.000	-0.167	-2.93	2.356
전년도 금리	0.009	0.172	2.77	2.779
전년도 일반혼인율	-0.029	-0.171	-3.63	1.604
92년 더미	-0.226	-0.510	-9.64	2.028
93년 더미	-0.186	-0.421	-8.94	1.603
94년 더미	-0.108	-0.244	-4.94	1.772
95년 더미	-0.108	-0.244	-4.87	1.811
96년 더미	-0.116	-0.261	-5.70	1.522
2001년 더미	-0.036	-0.080	-1.81	1.421
2005년 더미	0.046	0.104	2.34	1.440

* 수정결정계수 : 0.6907; DW통계량 : 2.013

단순 회귀모형을 근거로 도출한 연립방정식 모형의 추정결과가 다음 표에 제시되어 있으며, 종속변수들의 잔차에 대한 정규성검정결과

가 부표로 정리되어 있다. 여자의 경제활동참가율 연립방정식 모형의 경우 모형의 설명력은 수정결정계수로 0.4330이며, 더빈-왓슨 통계량은 2.410을 나타내고 있다. 소득의 대리변수로 활용된 1인당 국민총소득이 향상될수록 경제활동참가율이 높아지지만, 남편의 초혼연령이 높을수록, 주택공급이 활발할수록, 혼인율이 증가할수록 여자의 경제활동참가율은 떨어지는 것으로 나타났다.

표 4. 여자의 경제활동참가율 연립방정식 모형

변수명	계수	T값	Pr > t
상수	1.551	4.02	<.0001
남편 초혼연령	-7.968	-7.37	<.0001
3년전 주거용건축허가면적	-0.816	-4.35	<.0001
1인당 국민총소득	0.016	8.99	<.0001
일반혼인율(25세이상)	-0.602	-5.04	<.0001
93년 더미	-1.019	-3.07	0.0024
2004년 더미	1.890	4.86	<.0001
2005년 더미	1.501	4.14	<.0001

*수정결정계수 : 0.4330; DW통계량 : 2.410

표4에서 보듯 남편의 초혼연령이 올라갈수록 경제활동참가율이 떨어지는 현상은 Siow(2003)의 주장대로 나이트 남편일수록 임금과 소득이 높을 가능성이 커지게 되어, 여자의 경제활동참가에 대한 상대적 유인이 줄어들기 때문이라고 판단한다. 반면 남편의 초혼연령이 줄어들 경우, 즉 여자들이 나이 어린 남자들과 결혼을 하게 될 경우, 일반적으로 나이 어린 남자들의 임금과 소득이 낮으므로, 모자라는 소득을 벌충하기 위한 여자의 경제활동참가에 대한 유인이 커지게 되기 때문일 것이다. 혼인율이 높아질 경우에도 여자의 경제활동참가율이 떨어지는 것은 여자가 혼인을 하는 경우, 가사나 육아를 전담하기 위해 직장을 그만 두는 세간의 모습을 반영하고 있다고 볼 수 있다.

표 5. 남편의 평균 초혼연령 연립방정식 모형

변수명	계수	T값	Pr > t
상수	-0.032	-4.05	<.0001
전년도남편의 초혼연령	-0.288	-4.49	<.0001
처 초혼연령	0.552	6.71	<.0001
전년도 처 초혼연령	0.286	4.11	<.0001
여자 경제활동참가율	-0.014	-2.44	0.0157
2년전 주거용건축허가면적	-0.032	-2.77	0.0061
1인당 국민총소득	0.0004	2.63	0.0091
전년도 일반이혼율	0.038	1.78	0.0760
전라남도 지역더미	0.046	2.31	0.0216
94년 더미	-0.046	-2.13	0.0340
96년 더미	-0.076	-3.63	0.0004
97년 더미	-0.066	-2.97	0.0033
2003년 더미	0.113	5.13	<.0001
2004년 더미	0.175	7.33	<.0001
2005년 더미	0.190	5.79	<.0001

*수정결정계수 : 0.6634;DW 통계량 : 2.008

표 6. 처의 평균 초혼연령 연립방정식 모형

변수명	계수	T값	Pr > t
상수	0.250	12.81	<.0001
전년도 처 초혼연령	-0.489	-8.4	<.0001
남편 초혼연령	0.329	5.59	<.0001
전년도 남편 초혼연령	0.120	2.45	0.0152
20세 이상 남녀성비	3.552	2.16	0.0321
전년도 연평균종합주가지수	0.000	-2.78	0.0059
전년도 금리	0.009	2.76	0.0063
전년도 일반혼인율	-0.028	-3.5	0.0006
92년 더미	-0.222	-9.28	<.0001
93년 더미	-0.182	-8.47	<.0001
94년 더미	-0.105	-4.68	<.0001
95년 더미	-0.107	-4.82	<.0001
96년 더미	-0.110	-5.1	<.0001
2001년 더미	-0.036	-1.81	0.0719
2005년 더미	0.042	2.08	0.0389

*수정결정계수 : 0.6806; DW통계량 : 2.018

초혼연령에 대한 실증분석 결과, 남녀의 초혼연령은 서로 비례하며, 전년도 초혼연령의 변화는 남녀성비를 변화시킴으로써 당해 연도 초혼연령에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다. 소득의 증가는 일반적으로 여성의 경제활동 참가를 촉진시킴과 동시에 결혼의 기회비

용을 증폭시켜 초혼연령을 늦추는 계기로 작용하며, 남녀 성비가 증가하면, 여자의 초혼연령이 증가하게 된다.

여자의 경제활동참가율 증가는 남편의 초혼연령을 높이는 것으로 나타났다. 이 결과는 우리나라의 경우 여자의 경제활동참가로 인한 소득이 여자의 입장에서 지참금으로 간주되기 보다는, 결혼의 기회비용으로 간주되고 있다는 방증이 된다. 여자의 경제활동참가가 활발할수록, 여자의 소득이 향상되고, 높은 소득을 가진 여자가 결혼을 하게 될 경우 직장을 떠나 가정으로 돌아갈 때 상실하게 되는 기회비용이 커지게 되어, 소득이 높은 여자가 많은 사회의 경우 여자의 높은 기회비용을 보상할 수 있는 남자의 수가 상대적으로 작아, 결혼을 연기함으로써 소득을 올리고자 하는 남성들의 수가 증가할 것이다. 그 결과 여자의 경제활동참가율 증가는 남편의 초혼연령증가로 이어지게 된다고 해석할 수 있다.

전년도 이혼율의 증가는 남편의 초혼연령을 늦추는 반면, 전년도 혼인율의 증대는 처의 초혼연령을 줄이게 된다. 남자의 경우 주변 사람들의 이혼에 더 민감하며, 여자의 경우는 주변 사람들의 결혼에 더 민감하게 반응하는 것으로 판단된다. 주변 사람들의 이혼으로 고통받는 경우를 볼 경우 남자의 경우 혼인을 미루게 되며, 주변 사람들이 결혼으로 행복한 모습을 보인다면, 여자의 경우 혼인을 앞당기게 된다고 해석할 수 있다.

금리와 물가상승은 일반적으로 혼인시의 비용을 증대시킴으로서 초혼연령을 늦추게 되며, 1인당 국민총소득의 증가는 결혼의 기회비용을 커지게 함으로써 초혼연령을 높이게 되는 것은 다른 나라의 경우와 유사하다(Saardchom and Lemaire, 2005). 특기할만한 사항으로 전년

도 연평균 종합주가지수가 상승하면, 처의 평균 초혼연령이 줄어드는 것으로 나타난 사항으로, 주식에 대한 투자수익이 유동성 제약을 완화하는 계기로 작용하여, 혼인을 촉진시키는 것이라 사료된다.

주택시장에서 주택공급이 많아질 경우 여자의 경제활동참가율이 하락하는 것은 결혼과 동시에 전세 등을 통해 독립된 가정을 이룰 수 있는 확률이 커지게 되기 때문이라고 판단한다. 다시 말해 결혼한 부부라도 그들만을 위한 별도의 주거공간을 확보하지 못했다면, 여자가 다니는 직장을 계속 다닐 확률이 커지지만, 주택공급 증대로 별도의 주거공간 확보 가능성이 커질 경우 직장을 그만 두고 가사에 전담할 가능성이 높아지기 때문일 것이다. 주택공급이 남편의 초혼연령에는 음의 영향을 미치지만, 처의 초혼연령에는 특별한 영향을 미치지 않는 점은 혼인할 경우 주택 장만의 책임이 주로 남자에게 있는 우리 사회의 세태를 반영한 결과라고 판단된다.

VI. 결론

초혼연령의 증가는 저출산, 고령화, 경제규모 위축, 연금부담능력약화에 따르는 연금고갈, 노령계층에 대한 복지혜택 축소 등 다양한 사회문제를 야기한다. 최근 저출산에 대한 정부의 정책대응이 시작되면서, 초혼연령에 대한 학계의 관심이 높아지고 있지만, 우리나라에서 초혼연령에 대한 실증연구는 일천한 수준이다. 이 연구는 최근 사회적으로 문제가 되고 있는 초혼연령에 대해 본격적인 시계열 자료 분석이며, 주택시장과 초혼연령과의 관계를 처음으로 조망한 실증분석이다.

1990년부터 2006년까지 15개 시도의 17년간

의 시계열자료를 토대로 남녀의 초혼연령에 영향을 미치는 사회경제적 변인을 규명하였다. 변수들 간의 상호의존성을 고려해 연립방정식 모형을 구축하였으며, 분석결과 남자의 초혼연령의 경우 전년도 남편의 초혼연령, 여자의 경제활동참가율, 2년전 주거용 건축허가면적과 음의 관계를 보이고 있으며, 처의 초혼연령, 소비자물가지수, 1인당 국민총소득, 전년도 일반이혼율과 양의 관계를 보이고 있다는 것을 규명하였다. 처의 초혼연령의 경우도 전년도 처의 초혼연령, 전년도 연평균 중합주가지수, 전년도 일반 이혼율과 음의 관계를, 남편의 초혼연령, 남녀성비, 전년도 금리와 양의 관계를 보이고 있음을 밝혔다.

주택공급의 경우 1983년부터 2007년까지 연평균 주거용 건축허가면적 평균값과 대비해 2년전 주거용 건축허가면적이 두 배가 될 경우 남편의 초혼연령은 0.032세 줄어드는 것으로 나타났다. 여자의 경제활동참가율의 증대는 남편의 초혼연령을 증대시키며, 남녀성비의 증가는 반대로 처의 초혼연령을 높이는 것으로 나타난 점은 외국의 실증분석결과와 유사하다.

도시기본계획을 수립할 경우, 장래 이용인구의 추정과 배분은 공간개발수요와 공간배치의 준거가 되는 사항이다. 인구증가를 야기하는 근본적인 원인은 출산이지만, 한 지역의 출산율을 관장하는 가장 결정적인 변수중 하나는 초혼연령이라고 할 수 있다. 그런 의미에서 특정지역의 초혼연령에 대한 탐구는 계획수립시 반드시 짚고 넘어가야할 조건중 하나라고 해도 과언은 아닐 것이다. 초혼연령의 결정변수에 대한 이 연구는 향후 도시계획을 위한 인구추정방식의 개선을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 전망된다. 특히 집단생잔법의 적용시 관행적으로 상정하고 있는 출생률 대

신 초혼연령의 변화라는 변수를 고려한 출생률 지표의 개발도 가능할 것으로 판단된다. 또한 이 연구는 주택공급이 초혼연령 변동을 야기한다는 사실을 규명함으로써 주택인구학의 영역확대에 기여할 수 있었다.

초혼연령에 영향을 미치는 다양한 사회경제적 변인에 대한 검토를 수행하였지만, 자료구축의 한계로 결혼에 대한 규범이나 개개인의 출신배경이 초혼연령에 미치는 영향을 검토하지 못하였다. 초혼연령을 늦추는 것으로 밝혀진, 소비자물가상승률이나 금리와 같은 경제변수의 경우 인과의 이론적 논거를 제시하지 못한 점도 이 연구의 한계라고 할 수 있다.

-
- 주1. 대표적인 예로, 사회복지혜택과 재혼율과의 관계를 검토한 Brien, Dickert-Conlin and Weaver(2004)의 연구, Becker의 이론중 하나인 배우자 선택시 임금 교호작용효과를 검증한 Zhang and Liu(2003)의 연구, 남자의 소득과 부양아동가족보조(AFDC) 프로그램이 이혼에 미치는 영향을 검토한 Hoffman and Duncan(1995)의 연구 등이 있다.
- 주2. 유동성 제약과 혼인율과의 관계는 1954년부터 1984년까지 호주인의 결혼행태를 분석한 Withers(1979)의 연구에 소개된 바 있다. Withers는 젊은 계층의 유동성 제약 완화는 결혼형성을 촉진시킨다는 사실을 검증한 바 있다.

인용문헌

1. 김만재·최정진, 2006a, “저출산·고령화시대의 도시계획,” 「도시정보」 통권 296호(2006-11), pp. 3-9.
2. 김만재·최정진, 2006b, “저출산·고령화 시대와 도시주거의 미래,” 「도시정보」 통권 296호(2006-11), pp. 10-16.
3. 김형기·이성호, 2006, “한국의 적정인구 추세에 관한 연구,” 「국토계획」 41(6): 7-36.
4. 박민아·이우종, 2003, “도시기본계획 인구추계에 관한 연구 - 성남시를 중심으로,” 「2003년도 대한국토도시계획학회 정기학술대회 논문집」 (2003-10): 517-526.

5. 박희진, 2006, "양반의 혼인연령 1535-1945 -혼서를 중심으로-", 「경제사학」 40:3-20.
6. 손정목, 2002, "[시론] 인구감소화 사회와 국토·도시정책," 「도시정보」 2002(12):17-18.
7. 송기호, 2006, "문화,예술 : 혼인연령과 조혼" 자연과 문명의 조화 「구 토목 - 대한토목학회지」 54(8): 77-81.
8. 송다영, 2004, "가족위기 지표에 대한 비판적 재고찰: 이혼율과 출산율 문제를 중심으로," 「사회복지연구」 25:117-41.
9. 오점섭·김미선·강양석, 2007, "우리나라 산업화와 도시입지유형별 인구성장의 특성," 「2007년도 대한국토도시계획학회 정기학술대회 논문집」 2007(10):1293-1315.
10. 은기수, 2001, "결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계 : 최근의 낮은 출산력 수준에 미치는 함의를 중심으로," 「한국사회학」 35(6): 105-40.
11. 이상곤, 1981, "농촌 출산율 분석을 위한 경제학적 모델," 「국토계획」 16(2):101-8.
12. 이순목, 1990, 「공변량구조분석」, 서울: 성원사.
13. 이재원·신진동·이우종, 2005, "계획인구와 실제 인구 편차분석을 통한 적정 계획인구 설정연구," 「2005년도 대한국토도시계획학회 정기학술대회 논문집」 2005(10):391-402.
14. 정현숙, 2006, "혼인율 특성, 변화요인 분석과 가족정책 제언" 「한국가정관리학회지」 24(6), 177-93.
15. 최새은·옥선화, 2003, "30대 기혼남녀의 초혼연령 결정요인 연구," 「한국가족관계학회지」 8(1): 53-73.
16. 최성연·김근영, 2003, "주택인구학 - 인구특성을 반영한 도시계획의 새로운 접근," 「도시정보」 2003(8):3-18.
17. 한경혜, 1990, "산업화와 결혼 연령 변화에 관한 이론적 고찰 - " 가족전략"의 관점에서," 「한국사회학」 24(2):2103-2117.
18. 한경혜, 1993, "사회적 시간과 한국 남성의 결혼연령의 역사적 변화 - 생애과정 관점과 구술생활사 방법의 연계 -," 「한국사회학」 27(1): 295-315.
19. 황태일·박헌수, 2003, "공간계량모형을 이용한 수도권 인구예측에 관한 연구," 「2003년도 대한국토도시계획학회 정기학술대회 논문집」 2003(10):113-124.
20. Aryal, Tika Ram, 2007, "Age at first marriage in Nepal : Differentials and determinants," Journal of Biosocial Science 39, pp. 693-706.
21. Becker, Gary S., 1973, "A Theory of Marriage: Part I," The Journal of Political Economy 81(4): 813-46.
22. Becker, Gary S., 1974, "A Theory of Marriage: Part II," The Journal of Political Economy 82(2, Part 2):S11-S26.
23. Becker, Gary, Elizabeth Landes and Robert Michael, 1977, "An Economic Analysis of Marital Instability." Journal of Political Economy 85(6): 1141-1188.
24. Brien, Michael J., Stacy Dickert-Conlin, David A. Weaver, 2004, "Widows Waiting to Wed? (Re)Marriage and Economic Incentives in Social Security Widow Benefits," The Journal of Human Resources 39(3): 585-623.
25. Chambliss, Rollin, 1957, "Median Age at First Marriage in Sweden, 1881-1953," The Milbank Memorial Fund Quarterly 35(3)(Jul., 1957): 280-286.
26. Ermisch, J. F., 1981, "Economic Opportunities, Marriage Squeezes and the Propensity to Marry: An Economic Analysis of Period Marriage Rates in England and Wales," Population Studies 35(3): 347-356.
27. Ermisch, John and Ogawa, Naohiro, 1994, "Age at Motherhood in Japan," Journal of Population Economics 7(4): 393-420.
28. Haurin, Donald R., Patric H. Hendershott and Dongwook Kim, 1993, "The Impact of Real Rents and Wages on Household Formation," The Review of Economics and Statistics 75(2): 284-293.
29. Hoffman, Saul D. and Greg J. Duncan, 1995, "The Effect of Incomes, Wages, and AFDC Benefits on Marital Disruption," The Journal of Human Resources 30(1): 19-41.

30. Islam, M.N., and Ahmed, A.U, 1998, "Age at first marriage and its determinants in Bangladesh." Asia-Pacific Population Journal 13(2): 73-92.

31. Keeley, Michael, 1977, "The Economics of Family Formation," Economic Inquiry 15(2): 238-50.

32. Loughran, David S. and Julie M. Zissimopoulos, 2004, 『Are There Gains to Delaying Marriage? The Effect of Age at First Marriage on Career Development and Wages』, RAND Working Papers, Santa Monica, CA: RAND.

33. Manda, Samuel and Renate Meyer, 2005, "Age at first marriage in Malawi: a Bayesian multilevel analysis using a discrete time-to-event model," Journal of the Royal Statistical Society Series A 168(2): 439-455.

34. Nguyen HM., 1997, "Age at first marriage in Viet Nam: patterns and determinants," Asia-Pacific population journal 12(2), pp. 49-74.

35. Preston, Samuel H. and Alan Thomas Richards, 1975, "The Influence of Women's Work Opportunities on Marriage Rates," Demography 12(2): 209-222.

36. Saardchom, Narumon and Jean Lemaire, 2005, "Causes of Increasing Ages at Marriage An International Regression Study," Marriage & Family Review 37(3): 73-97.

37. Siow, Aloysius, 2003, "The Economics of Marriage 30 Years after Becker." For the 2003 CEA meetings in Ottawa, Ms. University of Toronto.

38. Teachman, Jay D., Karen A. Polonko and Geoffrey K. Leigh, 1987, "Marital Timing: Race and Sex Comparisons," Social Forces 66(1): 239-268.

39. Todd, Peter M., Francesco C. Billari and Jorge Simao, 2005, "Aggregate Age-at-Marriage Patterns From Individual Mate-Search Heuristics," Demography 42(3):559-574.

40. White, Lynn K., 1981, "A Note on Racial Differences in the Effect of Female Economic Opportunity on Marriage Rates," Demography 18(3): 349-354.

41. Withers, Glenn A., 1979, "Economic Influences upon Marriage Behaviour: Australia, 1954-1984," The Economic Record 55(June): 118-26.

42. Wong, Odalia M. H., 2005, "The Socioeconomic Determinants of the Age at First Marriage among Women in Hong Kong," Journal of Family and Economic Issues 26(4): 529-550.

43. Zhang, Junsen and Pak-Wai Liu, 2003, "Testing Becker's Prediction on Assortative Mating on Spouses' Wages," The Journal of Human Resources 38(1): 99-110.

부표 1. 남편 초혼연령의 잔차 정규성 검정결과

항목	검정값	P값
Shapiro-Wilk	W	0.9957 Pr < W 0.7435
Kolmogorov-Smimov	D	0.0313 Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.0326 Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.2649 Pr > A-Sq >0.2500

부표 2. 처의 초혼연령 잔차 정규성 검정결과

항목	검정값	P값
Shapiro-Wilk	W	0.9920 Pr < W 0.2545
Kolmogorov-Smimov	D	0.0534 Pr > D 0.1169
Cramer-von Mises	W-Sq	0.0955 Pr > W-Sq 0.1320
Anderson-Darling	A-Sq	0.5561 Pr > A-Sq 0.1534

부표 3. 여경제활동참가를 잔차 정규성 검정결과

항목	검정값	P값
Shapiro-Wilk	W	0.9957 Pr < W 0.7435
Kolmogorov-Smimov	D	0.0313 Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.0326 Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.2649 Pr > A-Sq >0.2500

부표 4. 여자 경제활동참가를 회귀모형

변수명	계수	표준화계수	T값	확장자
상수	0.531	0	1.76	0
남편 초혼연령	-4.187	-0.381	-5.90	1.628
3년전 주거용건축허가면적	-0.529	-0.172	-3.16	1.161
1인당 국민총소득	0.017	0.533	10.37	1.034
일반혼인율(25세이상)	-0.455	-0.245	-4.52	1.149
93년 터미	-0.666	-0.117	-2.19	1.125
2004년 터미	1.068	0.188	3.24	1.319
2005년 터미	0.836	0.147	2.64	1.215

* 수정결정계수 : 0.4287; DW통계량 : 2.393

접 수 일 : '08. 05. 25
수 정 일 : '08. 07. 24