

우리나라 여성연상 결혼의 경제적 요인 : 실증분석*

성낙일** · 조동혁***

본 연구는 2004~2007년 기간 중 혼인통계에 관한 통계청의 마이크로데이터서비스시스템 원 자료를 사용해 지역, 교육수준, 직종, 결혼종류 등 각 항목별로 남녀 결혼연령차 및 여성연상혼 현황을 분석하고, 여성연상혼에 영향을 미친 결정요인을 로짓모형(logit model)과 다항로짓모형(multinomial logit model)을 활용해 고찰한다. 본 연구의 분석결과에 따르면, 여성연상혼은 여성의 교육수준이나 직종 자체보다는 남녀의 교육수준 차이나 소득차이와 더 큰 관련성을 갖고 있는 것으로 나타났다. 즉 여성연상혼은 여성의 교육수준과 직종(소득)이 남성보다 우월할 때 더 많이 발생하였다. 보다 구체적으로, 남성의 소득이 여성보다 100만원 더 적을 경우에 여성연상혼 확률은 0.7% 가량 증가하였다. 동갑혼 선택확률의 결정요인은 여성연상혼과 비교해 약간 차이가 났다. 예를 들어, 여성이 재혼인 경우에는 남성연상혼과 비교해 여성연상혼 선택확률은 증가하였지만 동갑혼 선택확률은 감소하였다. 본 연구는 그간 일반 대중매체를 통해서 종종 논의되었던 사회적 관심문제를 과학적 분석방법을 통해 규명해본다는 점에 의의가 있다.

핵심단어: 결혼, 결혼연령, 여성연상 결혼, 로짓모형, 다항로짓모형

I. 서론

흔히 남성은 생애과정에서 여성보다 늦게 결혼한다. 이 남성연상 결혼(이하 남성연상혼이라 지칭) 현상은 대다수 국가에서 오랜 기간에 걸쳐 관찰되어왔다. 한편 대다수 선진국에서 현대 산업사회로 접어들면서 남녀 결혼연령 차이(남편 연령-아내 연령, 이하에서는 결혼연령차로 지칭)는 점차 축소되고 있다(Berstrom and Schoeni, 1996). 이 현상은 우리나라에서도 관찰되고 있으며, 특히 최근 우리나라에서 여성연상 결혼(이하 여성연상혼이라 지칭)이 꾸준히 증가하고 있다.

* 이 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2010-327-B00126). 최초 투고논문에 대해 유익한 논평을 해주신 세분의 심사위원께 감사의 뜻을 표한다.

** 서울시립대학교 경제학부 교수(교신저자) | nisung@uos.ac.kr

*** 서울시립대학교 대학원 경제학과 | tolerance2u@uos.ac.kr

통계청의 2009년 혼인통계 결과 보도자료(2010년 3월 24일자)에 따르면, 우리나라 초혼부부의 여성연상혼 비율은 1999년 10.1%에서 2009년 14.3%로 꾸준히 증가해왔고, 여성과 남성이 동갑인 결혼(이하 동갑혼이라 지칭) 비율도 동일 기간 중 12.4%에서 16.1%로 계속 증가해왔다. 이제 여성연상혼이 증가하고 있다는 사실은 당연한 사회 현상으로 수용되고 있을 정도이다.

이 여성연상혼의 증가추세를 반영해, 일부 대중가요나 TV 드라마에서 여성연상 커플이나 여성연상혼이 종종 소재로 등장하고 있다. 일부 언론매체는 여성연상혼 현상에 주목해 드메 신드롬, 쿠거족 등 외국에서 유입된 신조어를 확산시키고 있을 뿐 아니라, 여성연상혼을 마치 하나의 사회적 트렌드인 것처럼 묘사하고 있다¹⁾. 드메(deme) 신드롬은 19세기 초 파리에서 드메라는 청년이 연상녀에게만 사랑을 고백하고 다녔다는 데에서 유래한 용어이며, 연상녀·연하남 커플의 폭발적 증가를 지칭하는 쿠거혁명은 미국의 대중 출판물을 중심으로 사용되고 있는 용어이다. 이들 언론매체는 여성연상혼이 증가한 배경으로 여성의 교육수준 향상과 함께 여성의 경제적 능력과 사회적 지위가 향상된 점을 공통적으로 지적하고 있다. 여성의 경제적 능력과 사회적 지위가 향상되면서 과거와는 달리 연애나 결혼 상대 남성의 경제적 능력에 덜 의존하게 되어 여성들이 연하의 남성을 스스로 선택할 수 있게 되었다는 것이다. 일부 TV 드라마나 영화에서 여성연상 연애나 결혼을 묘사할 때에 여성을 고학력 또는 전문직 종사자로 표현하는 데에도 이와 같은 논리가 전제되어 있다고 볼 수 있다. 또한 결혼상대로서 남성 연령이 여성 연령보다 많아야 한다는 사회규범이 더 이상 결혼적령기 세대에게 수용되지 않고 있다는 점도 제기되고 있다.

어떤 여성이 연하의 남성과 결혼하는 현상(또는 어떤 남성이 연상의 여성과 결혼하는 현상)에는 다양한 이유가 존재한다. 당연히 결혼 당사자의 지극히 개인적인 취향(taste)이 중요한 요인의 하나이다. 무엇보다 결혼상대로 연상의 남성(또는 연하의 여성)을 선택하는 것이 일반적으로 수용되는 사회규범이나 관습도 여성연상혼에 영향을 미칠 수 있다. 하지만 국외 연구들은 결혼연령차가 사회규범에 의해 지배된다는 가설이 각종 통계자료에 의해 부정되는 경우가 적

1) 예를 들어, 2006년 6월 27일자 위클리경향은 “연상녀가 좋은 13가지 이유”라는 제목의 기사(http://weekly.khan.co.kr/art_print.html?artid=12240)에서 연상연하 트렌드가 대중문화를 강타하고 있다고 적고 있다. 2007년 8월 5일자 노컷뉴스는 “‘관습깎’ 사랑방정식...연상연하 ‘드메신드롬’”이라는 제목의 기사(<http://www.cbs.co.kr/Nocut/Show.asp?IDX=583100>)를 통해 연상연하가 우리 사회의 사회현상으로 부상하고 있다는 점에 주목하고 있다. 2009년 2월 27일자 여성신문은 “나이는 숫자에 불과...‘쿠거족’의 세계화”라는 제목의 기사(<http://www.womennews.co.kr/news/39128>)에서 ‘연상녀-연하남 커플’이 일반적 현상으로 자리잡고 있다고 보도하고 있다.

지 않음을 밝혀왔다. 예를 들어, 사회규범은 쉽게 변하지 않는 반면, 결혼연령차의 분포는 매년 상당폭 변동하며 미혼 남녀의 인구구성에 민감하게 반응해왔다(Bhrolchain, 2005). 다시 말해, 여성연상혼에 대한 우리 사회의 일반적 인식이 객관적 사실에 기초한 것인지는 실증분석을 통해 규명되어야 할 연구 주제라고 볼 수 있다. 본 연구는 여성연상혼의 증가 배경으로 종종 지목되는 여성의 교육수준, 경제적 능력 및 사회적 지위의 향상이 실제로 여성연상혼의 증가에 영향을 미쳤는지에 대한 관심에서 출발하였다.

본 연구는 우리나라 결혼시장에 대한 분석을 통해 여성연상혼에 대한 일반적 인식이 실제 통계자료에 의해 입증될 수 있는지를 확인하고, 계량분석을 통해 여성연상혼에 영향을 미친 요인, 특히 경제적 요인을 탐색하는 데에 그 목적이 있다. 본 연구는 높은 교육수준이나 좋은 직업이 모두 소득수준의 향상과 관련이 있다는 점에서 이들 변수를 모두 경제적 요인으로 파악한다. 아울러 결혼시장에 진입한 남녀가 결혼 상대방을 찾는 과정을 효용극대화설로 설명한다. 본 연구는 2004~2007년 기간 중 통계청의 인구동향 혼인통계 자료를 사용해 우리나라 결혼연령차 및 여성연상혼에 대한 분석을 시도한다. 혼인통계자료는 통계청의 마이크로데이터서비스시스템(mdss.kostat.go.kr)으로부터 수집되었는데, 이 자료는 혼인신고서에 기초해 구축된 원자료에 해당한다. 따라서 외국인과의 결혼과 자료 미상을 제외하더라도 관찰값 수가 971,229개에 달할 정도로 방대하다. 이와 같이 표본자료가 아니라 원자료에 기초하고 있다는 점이 본 연구의 특징이라고 하겠다. 본 연구가 선택한 분석기간은 동일한 직업코드가 사용되면서도 비교적 최근에 해당하는 기간에 해당한다.

II. 여성연상혼의 결정요인 및 선행 실증연구

1. 여성연상혼의 결정요인: 이론적 검토

우리 사회에서 결혼이 중요한 의미를 갖는 만큼, 사회학, 여성학, 인구학 등 사회과학 분야에서 결혼에 관한 연구는 그간 수없이 수행되었다. 예를 들어, 사회학이나 인구학 분야에서 경제적 자원(economic resources)이 여성의 결혼의향이나 결혼확률에 미친 영향에 대한 실증연구는 이미 상당수 발표된 바 있다. 경제학에서도 Becker(1973; 1974; 1981) 이후 결혼, 출산 등 가족관계에 대한

경제학적 분석은 중요한 연구주제의 하나가 되어왔다²⁾. Becker(1973; 1974; 1981)는 남녀가 결혼을 하는 근본적 원인을 가정 내에서의 성별 노동분업이 갖는 이점에서 찾았다. 남성은 노동시장에서의 경제활동에서, 여성은 가사활동에서 비교우위가 있기 때문에 결혼이라는 계약을 통해 서로 이득을 보며, 이 성역할에 따른 전문화 이득이 결혼의 경제적 동인이라는 것이다. 이와 같은 이유에서 Becker의 가족경제이론은 흔히 성역할 전문화 이론(gender role specialization theory)이라고도 불린다. 한편 결혼은 두 당사자가 소득, 주택 및 성적 취향과 함께 식사, 청소, 육아 등 가정 내에서의 생산활동을 공유하기로 합의하는 거래로 간주할 수 있다. 즉 경제학 관점에서 결혼은 두 사람으로 구성되는 특별한 성격의 기업에 해당한다(Friedman, 1992). 이와 같은 관점에서 볼 때, 결혼에 대한 동인은 이 생산과정에서의 규모의 경제에서도 찾아볼 수 있다. 예를 들어, 각자 두 번 식사를 준비하는 것보다 두 사람 모두에 대해 한 번 식사를 준비하는 편이 훨씬 쉽다는 점에서 식사준비라는 생산활동에는 규모의 경제 효과가 작동한다.

몇몇 경제학자들은 위 시카고학파의 결혼 및 가족 경제이론을 남녀 결혼연령에 적용하였다. 예를 들어, Bagnoli and Bergstrom(1993)은 대다수 인간사회에서 남성연상혼이 보다 보편적인 결혼행태인 이유를 설명하기 위해서 '기간간 레몬모형(intertemporal lemons model)'을 제시하였다. Bagnoli and Bergstrom(1993)은 먼저 결혼 배우자로서 여성의 가치는 출산과 가사노동에 대한 능력으로, 남성의 가치는 노동시장에서 소득을 획득하는 경제적 능력으로 평가된다고 가정한다. 그런데 남성의 경제적 능력에 대한 정보는 상당기간이 경과한 다음에 취업이나 사회활동을 통해 실현될 수 있는 반면에, 여성의 육아 및 가사노동 능력은 바로 식별될 수 있다. 이 때문에 결혼시장은 일종의 비대칭적 정보 상황에 직면하게 된다. Bagnoli and Bergstrom(1993)에 따르면, 이와 같은 상황에서 자신의 미래가치를 높게 평가하는 남성은 자신의 능력이 잠재적 결혼 배우자에게 명확하게 확인될 때까지 결혼을 연기하는 반면, 그렇지 않은 남성은 일찍 결혼하려고 한다. 여성이 남성보다 노동시장에 참여할 가능성이 적다면, 여성이 취업 이후 획득할 임금소득이 결혼 배우자로서 여성의 매력(또는 호감)과 관련성을 가질 이유는 상대적으로 적을 수밖에 없다. 이 때문에 여성이 자신의 경제적 역량을 과시할 수 있는 시점까지 결혼을 연기할 동인이 남성보다 강하지 않다는 것이다.

2) Ben-Porath(1982), Hannan(1982), Willis(1987) 등은 가족경제학(economics of the family)에 대한 개략적인 설명을 제공하고 있다.

Keeley(1977)는 Becker의 결혼경제이론에 기초해 교육수준과 결혼연령 간의 관계를 규명하였다. Keeley(1977)에 따르면, 높은 소득수준의 남성이 가정 내 노동분업 및 전문화를 통한 이득을 더 많이 획득할 수 있기 때문에 낮은 소득수준의 남성보다 일찍 결혼시장에 진입할 가능성이 높다. 이와 반대로 소득수준이 높은 여성은 결혼으로부터의 이득이 적기 때문에 소득수준이 낮은 여성보다 늦게 결혼하는 경향을 갖는다³⁾.

여성의 결혼연령이 증가하고 결혼비율이 감소하는 이유에 대해서도 시카고학파의 경제이론을 적용하여 설명할 수 있다. 여성의 경제활동이 증가하면서(또는 여성이 경제적으로 자립하면서) 가정 내 성역할 전문화 및 분업의 중요성이 감소하고, 그에 따라 여성의 결혼연령이 증가하며 결혼빈도도 감소할 수 있다. 이 경제적 자립가설(economic-independence hypothesis)에 따르면 노동시장에 참여하는 여성이 증가할수록 여성의 결혼비율은 감소한다.

한편 사회학 분야에서의 실증연구는 Becker의 결혼 및 가족 경제이론을 부정하는 분석결과를 종종 제시해왔다⁴⁾. Oppenheimer(1988)의 확장된 배우자 탐색 모형(extended spouse-search model)은 Becker의 성역할 전문화 이론을 극복하는 과정에서 제시되었다. Oppenheimer(1988)에 따르면, 결혼시장에서 잠재적 배우자를 평가하는 일은 상당한 불확실성과 비대칭적 정보 상황에서 이루어진다. 이때 경제적 자원을 많이 보유한 여성은 결혼시장에서 자신에게 적합한 배우자를 탐색하기 위해 더 많은 시간을 소요할 수 있다. 따라서 경제적 자원을 많이 보유한 여성이 결혼을 연기할 유인을 더 많이 가진다.

그런데 이상에서 설명한 이론들은 남성 또는 여성의 결혼연령에 초점을 맞추고 있어, 결혼연령차 또는 여성연상혼 현상에 바로 적용하기는 어렵다. 예를 들어, 여성의 경제력이 향상되어 결혼으로 인한 편익이 감소하고 가사노동에 투입된 시간의 기회비용이 증가함에 따라 여성이 결혼을 연기하거나 결혼을 포기

3) Keeley(1977)는 남녀 초혼연령의 차이를 발생시키는 또 다른 이유로 결혼연기에 따른 여성의 기회비용이 남성보다 더 크다는 점을 지적하고 있다. 결혼을 계획하는 미혼여성은 가정에 고유한 인적 자본(home-specific-human-capital)의 축적에 있어서 덜 효율적이기 때문에 여성이 결혼을 연기하면 그만큼 기회비용이 증가한다는 것이다. 남성의 경우에 이와 같은 기회비용이 거의 발생하지 않는다.

4) 이와 관련된 최근 연구를 몇 가지 소개하면 다음과 같다. Sassler and Schoen(1999)은 여성이 경제적으로 자립하더라도 결혼의향이 감소한다는 증거가 없으며 여성의 경제적 자립은 오히려 결혼 확률을 높인다고 주장하였다. Sweeney(2002)는 경제적 전망과 결혼 간의 관계에 있어서 남녀 차이가 축소되고 있다는 점을 들어 Becker의 성역할 전문화 가설이 시대에 뒤진 이론이라고 주장하였다. Xie, Raymo, Goyette, and Thornton(2003)도 잠재적 소득수준은 남성의 결혼확률을 높이지만 여성의 결혼확률에는 유의한 영향을 미치지 못한다는 점을 확인함으로써 Becker의 성역할 전문화 가설을 부인하였다.

하는 선택을 할 수 있다(경제적 자립가설). 또는 소득수준이 높아진 여성이 적절한 배우자를 찾기 위해 결혼을 연기할 수도 있다(확장된 배우자 탐색모형). 하지만 경제적 자립가설은 결혼을 연기한 여성이 어떤 연령대의 남성을 선택할지에 대해서는 설명하지 못한다. 가정 내 노동분업의 편익이 감소하면 여성의 결혼연령뿐만 아니라 남성의 결혼연령도 증가할 수 있다. 또한 확장된 배우자 탐색모형도 여성이 경제적 자원을 투여해 물색한 배우자가 연상일지 또는 연하일지를 명확히 설명하지 못한다.

본 연구는 남녀 모두 젊은 배우자를 늙은 배우자보다, 부유한(소득이 많은) 배우자를 가난한(소득이 적은) 배우자보다, 지적인(교육수준이 높은) 배우자를 그렇지 않은 배우자보다 선호한다는 가정에서 출발한다⁵⁾. 즉 젊고 부유하고 교육수준이 높은 배우자는 좋은 품질의 배우자에 해당하며 결혼시장에 진입한 남녀는 좋은 품질의 배우자로부터 보다 높은 효용을 얻는다. 그런데 결혼시장은 통상의 상품시장과 두 가지 점에서 상이하다. 먼저 현대사회의 결혼시장에서는 가격이 존재하지 않는다. 두 번째로 현대사회에서는 일부일처제가 법률과 사회 규범에 의해 강제되고 있어 각 개인은 한 명의 배우자만을 구매할 수 있다. 이 때문에 현대사회의 결혼시장은 가장 매력적인 배우자(가장 품질이 높은 배우자)로부터 가장 덜 매력적인 배우자(가장 품질이 떨어지는 배우자)까지 나열된 서열구도에서 남녀가 서로의 배우자를 탐색하는 매칭게임으로 간주할 수 있다.

이 배우자 찾기 게임에서 효용극대화를 추구하는 결혼 후보자는 결혼 상대방의 품질(또는 결혼 후보자 자신의 효용)을 구성하는 결혼연령차, 소득수준 차이, 교육수준 차이 등을 서로 교환한다. 예를 들어, 남성이든지 여성이든지 결혼을 연기하고 인적자본에 투자해 부를 획득한 경우에 연하의 배우자를 선택할 기회가 높아진다고 하겠다. 즉 사람들은 젊음과 소득수준(또는 교육수준)을 교환할 의향이 있기 때문에 결혼연령차와 소득수준 차이(또는 교육수준 차이) 간에 상관관계가 존재할 수 있다. 이 가설에 따르면, 여성이 여성연상혼을 선택할 확률은 남성의 교육수준과 소득수준이 자신보다 낮을수록 높아진다⁶⁾.

5) 본 연구의 가설은 주로 Vella and Collins(1990)에 기초하고 있다. Vella and Collins(1990)는 효용극대화 이론모형에 기초해 결혼시장에 진입한 남녀가 자신이 상대적으로 덜 보유한 특성을 획득하기 위해 자신이 상대적으로 많이 보유한 특성을 교환함을 보였다. 특히 결혼시장에서 남녀는 자신의 소득과 젊음을 교환할 의향을 갖고 있기 때문에 배우자의 결혼연령차는 배우자 간 소득 차이와 양의 상관관계를 갖고 있다고 예측하였다. Vella and Collins(1990)는 미국 인구센서스 자료(캘리포니아 대도시 지역)를 사용한 실증분석을 통해 이 이론적 예측을 입증하였다.

6) 이와 같은 요인 이외에도, 동일한 연령대의 남성과 여성이 유사한 행동반경, 가치관 및 경험을 과거보다 많이 공유함에 따라 동갑혼, 나아가 여성연상혼이 과거보다 늘어났을 수도 있다. 본 연구는 자료의 부족 때문에 이 가능성을 통계학적 관점에서 분석할 수 없었다. 이는 여성연상혼의 결정요

2. 선행 실증연구

이제까지 결혼연령차에 대한 실증연구는 그 중요성에도 불구하고 상대적으로 그 숫자가 적었으며, 여성연상혼에 초점을 맞춘 실증연구는 거의 없었다고 보아도 무방하다. 이하에서는 본 연구와 관련성이 있으면서 결혼연령이나 결혼시기를 분석한 국내외 실증연구를 최근 연구를 중심으로 간략히 소개한다.

결혼연령차를 분석한 국외연구는 일부 존재한다⁷⁾. 가령, Bytheway(1981)와 Bhrolcháin(1992: 2005)는 잉글랜드와 웨일즈의 인구조사 자료를 사용해 결혼연령차의 분포와 변화 동태를 분석하였다. Goldman, Westoff, and Hammerslough(1984)는 미국 결혼시장에서의 결혼 배우자 수급조건을 연구하였는데, 그 과정에서 결혼연령차도 분석하였다. 이들에 따르면, 남성은 결혼연령이 증가할수록 연하의 여성과 결혼할 가능성이 높았다. Otta, da Silva Queiroz, de Sousa Campo, da Silva, and Silveira(1999)도 브라질의 1996년 통계자료를 사용해 남녀의 결혼연령과 평균 결혼연령차의 관계를 분석한 결과, Goldman et al.(1984)과 비슷한 결론을 도출하였다. Hancock, Stuchbury, and Tomassini(2003)는 잉글랜드와 웨일즈의 인구조사 자료를 사용해 여성연상혼 비율이 1963년의 15%에서 1998년의 26%로 두 배 가량 증가하였음을 보였다. Hancock et al.(2003)도 남성(여성)의 연령이 증가할수록 평균 결혼연령차가 증가(감소)하는 현상을 관찰하였다. 이들 연구는 인구학적 관점에서 결혼연령에 대한 기술적 통계(descriptive statistics) 분석을 수행하였을 뿐, 결혼연령차의 결정요인에 대한 엄밀한 계량분석을 시도하지 않았다.

결혼 당사자의 개인특성, 특히 소득수준이 결혼연령에 미친 연구도 일부 발표된 바 있다. 예를 들어, Keeley(1977)는 1967년 서베이자료를 활용해 남녀 초혼연령에 영향을 미친 요인을 분석하였는데, 임금수준이 높은 남성(여성)이 일찍(늦게) 결혼하는 경향을 가진다는 사실을 확인하였다. Keeley(1977)와는 달리, Bergstrom and Schoeni(1996)는 1980년 미국 센서스자료를 사용해 결혼연령에 따라서 남녀 소득이 어떻게 변화하는지를 분석하였다. 이들에 따르면, 남성의 소득은 초혼연령과 양의 상관관계를 가졌지만 여성의 소득은 초혼연령과 통계적으로 유의한 관계를 갖고 있지 않았다. Casterline et al.(1986)은 28개 개발도상국들의 World Fertility Survey 자료를 사용해 결혼연령차의 분포를 분석하고

인에 대한 설문조사 등에 기초해 향후 확인되어야 할 질문이라고 하겠다.

7) Casterline, Williams, and McDonald(1986)의 각주 3은 당시까지 수행된 결혼연령차 관련 연구문헌, 특히 국가사례연구들을 소개하고 있다.

이 결혼연령차에 영향을 미친 결정요인으로서 친족구조(kinship structure)와 여성의 사회적 지위를 지적하였다.

우리나라에서도 사회학, 인구학 등 여러 사회과학 분야에서 결혼의 다양한 측면을 분석한 연구가 그간 다수 발표된 바 있다. 예를 들어, 은기수(1999)는 교육, 직장, 군대 등 생애사건(또는 생애과정)이 결혼시기에 미치는 영향을 1983년 전국인구이동조사의 개인 생애사 자료를 사용해 분석하였다. 은기수(1999)는 생애사건이 결혼시기에 유의미한 영향을 미쳤으며, 특히 성별로 차이가 난다는 사실을 확인하였다. 최근 우리나라에서도 결혼 관련 연구의 초점은 1) 남녀 결혼시기가 연기되고 있는 이유(즉 남녀 결혼연령이 높아지는 이유)와 2) 결혼비율이 감소하고 있는 원인을 규명하는 데로 이동하고 있다. 최근 시급한 사회적 과제로 부각되고 있는 우리나라의 저출산율이 바로 결혼시기 지연과 밀접한 관련을 갖고 있고(박경숙·김영혜·김현숙, 2005), 우리나라보다 앞서 저출산을 경험한 고소득국가들의 경우에도 결혼과 출산의 연기가 저출산의 중요한 원인으로 인식되고 있기 때문이다(류기철·박영화, 2009). 이와 관련된 최근 연구를 몇 가지 소개하면 다음과 같다.

박경숙 외(2005)는 한국노동연구원의 한국노동패널조사 5개년도(1998-2002) 조사자료를 활용해 교육수준, 취업여부, 종사상 지위, 직종 등이 결혼시기에 미친 영향을 1990년 이전 결혼자, 1990-1997년 결혼자, 1998년 이후 결혼자로 나누어 분석하였다. 박경숙 외(2005)의 분석결과에 따르면, 남성의 경우 교육수준이 높을수록 초혼시기가 빨랐다. 한편 여성의 경우 1990년 이전 결혼자는 남성과 반대 패턴이, 1990-1997년 결혼자는 남성과 동일한 패턴이 관찰되었고, 1998년 이후에는 교육효과가 약화되었다. 김정석(2006)은 한국보건사회연구원의 2005년 전국 결혼 및 출산 동향조사 자료를 사용해 미혼 남녀의 결혼의향을 분석하고 있다. 김정석(2006)에 따르면, 모든 변수를 통제한 상태에서 여성의 결혼의향이 남성보다 낮았고 교육수준과 취업여부는 미혼남성들의 결혼의향에는 영향을 미쳤지만 미혼여성들의 결혼의향에는 유의미한 영향을 주지 않았다. 특히 미혼여성들의 결혼의향이 취업여부와 무관하다는 분석결과를 토대로, 김정석(2006)은 여성의 취업이 경제적 자립을 가져와 결혼 가능성을 낮춘다는 경제자립가설과, 여성의 취업이 결혼 상대방으로서의 매력을 높여 결혼 가능성을 높인다는 경력진입모형 모두 지지되지 않는다고 주장하였다. 우해봉(2009)은 2007년 한국노동패널조사 자료를 사용해 박경숙 외(2005)와 유사한 결론을 도출하고 있다. 우해봉(2009)에 따르면, 남녀 모두 교육수준이 높은 개인들은 초기에는 결혼하는 비율이 낮지만 연령이 증가할수록 상대적으로 빠른 속도로 결

혼을 함으로써 교육으로 인해 연기된 결혼을 사후적으로 따라잡고 있었다. 이 현상은 남성에서 뚜렷하게 관측되나 고학력 여성에서는 관측되지 않았다.

이들 국내 실증연구는 교육, 취업, 직종 등 남녀의 인구통계학적 변수가 결혼 시기 또는 결혼의향에 미친 영향을 분석하며 그 영향이 남녀에 따라 상이하다는 분석결과를 도출하고 있다는 점에서 공통점을 갖고 있다. 남녀가 결혼여부나 결혼시기를 결정하는 문제는 결혼 상대방으로서 연상 또는 연하를 선택하는 문제와는 상이하다. 따라서 이들 연구는 결혼연령차 또는 여성연상혼 비율에 대해서는 직접적인 분석결과를 제시하지 않고 있다. 하지만 교육, 취업, 직종 등 인구통계학적 변수가 결혼시기와 결혼의향에 영향을 미친다는 분석결과는 결혼연령차 또는 여성연상혼에 대한 실증분석에서도 이들 인구통계학적 변수를 고려할 필요가 있다는 함의를 갖는다고 하겠다.

Ⅲ. 우리나라 결혼연령차 및 여성연상혼: 현황분석

이 장에서는 2004~2007년 4년간에 걸친 통계청의 인구동향 혼인통계 자료를 사용해 우리나라 결혼연령차 및 여성연상혼에 대한 개략적 분석을 시도한다. 각 연도별로 수집된 관찰값은 각기 상이한 결혼부부에 대한 정보를 담고 있어, 본 연구의 분석 자료는 연도별 횡단면 자료를 독립적으로 통합한 형태(an independently pooled cross-section)에 해당한다. 혼인통계자료는 실제 결혼년월과 함께 부처(또는 남녀)별로 본적지, 주소지, 직업, 교육정도, 혼인종류, 연령을 보고하고 있다. 여기서 혼인종류는 초혼, 사별 후 재혼, 이혼 후 재혼으로 구분된다. 이 혼인통계자료를 활용하면 주소지, 직업, 교육정도 등 결혼부부의 인구통계학적 정보를 기준으로 결혼연령차 및 여성연상혼 비율을 손쉽게 산정할 수 있다. 본 연구는 이 현황분석을 통해 우리나라 결혼연령차 및 여성연상혼에 대한 몇 가지 정형화된 관찰결과를 도출하며, 이후 계량분석을 위한 연구방향을 도출하고자 한다.

1. 지역별 결혼연령차 및 여성연상혼 비율

〈표 1〉은 시도별로 평균 결혼연령차 및 여성연상혼 비율을 보여주고 있다. 〈표 1〉에 따르면, 서울, 인천, 경기, 강원, 제주 지역에서 여성연상혼 비율이 전국 평균보다 높았고, 이들 지역에서는 결혼연령차도 대체로 전국 평균값보다

낮았다. 시도별 여성연상혼 비율과 결혼연령차는 대체로 역의 상관관계를 갖고 있는 것으로 보인다. 예를 들어, 서울의 여성연상혼 비율은 14.4%로 전국 여성연상혼 평균비중보다 약간 높은 편에 속하였고 평균 결혼연령차는 2.30으로 전국에서 가장 낮았다. 인천의 여성연상혼 비율은 15.5%로서 전국에서 가장 높았으며 평균 결혼연령차는 2.31세로 서울과 함께 가장 낮은 지역에 속하였다. <표 1>에서 확인할 수 있듯이, 시도별 여성연상혼 비율에는 상당한 편차가 존재하였다. 여성연상혼 비율이 가장 높은 인천과, 가장 낮은 대구·경북의 차이는 3.1%에 달하였다.

<표 1>에서 <표 7>까지 주에 제시된 카이제곱 값은 결혼연령차 유형이 각 비교기준과 독립적이라는 귀무가설을 검정한 통계값이다. <표 1>에서 카이제곱값은 1,123.1로서 1% 수준에서 귀무가설을 기각하여 남성연상혼, 동갑혼, 여성연상혼 등 결혼연령차 유형이 지역과 강한 연관성을 갖고 있었음을 확인할 있었다.

<표 1> 여성 주소지별 결혼연령차 유형 비율 및 평균 남녀 연령차: 2004-2007년

주소지	결혼부부 수	결혼연령차 유형 비율 (%)			평균 연령차
		남성연상혼	동갑혼	여성연상혼	
서울	227,960	70.2 (3.74)	15.4	14.4 (-2.31)	2.30
부산	71,547	71.1 (3.84)	15.0	13.9 (-2.31)	2.41
대구	47,824	72.6 (3.78)	15.0	12.4 (-2.19)	2.47
인천	52,631	68.9 (3.90)	15.5	15.5 (-2.43)	2.31
광주	28,741	74.1 (3.90)	13.2	12.7 (-2.19)	2.61
대전	30,384	72.1 (3.82)	14.7	13.2 (-2.21)	2.46
울산	21,186	71.2 (3.82)	14.9	13.9 (-2.38)	2.39
경기	216,861	70.2 (3.89)	15.0	14.8 (-2.35)	2.38
강원	25,420	71.5 (4.20)	13.8	14.7 (-2.41)	2.65
충북	28,952	71.0 (3.94)	15.0	14.0 (-2.29)	2.48
충남	36,593	72.2 (4.11)	14.2	13.6 (-2.30)	2.65
전북	33,562	73.2 (4.09)	14.1	12.7 (-2.24)	2.71
전남	30,608	74.9 (4.26)	12.8	12.3 (-2.26)	2.92
경북	47,600	73.3 (4.02)	14.1	12.7 (-2.25)	2.66
경남	60,239	72.5 (3.94)	14.2	13.3 (-2.32)	2.55
제주	11,121	69.4 (3.97)	15.7	14.9 (-2.36)	2.40
전국	971,229	71.2 (3.89)	14.8	14.0 (-2.31)	2.45

주: 1) $\chi^2=1,123.1$ ($P값=0.000$)

2) 괄호 안의 숫자는 남성연상(또는 여성연상) 결혼부부의 평균 남녀 연령차를 의미한다.

수 있다. 다시 말해, 시도별로 결혼연령차 유형별 비율은 유의한 차이를 보이고 본 논문에서 지면의 제약 상 보고하지 않지만, 결혼연령차 유형을 여성 연상혼과 여성연상혼이 아닌 경우로 구분해 카이제곱검정을 수행하더라도 결혼 연령차 유형과 지역은 강한 연관성을 보였다. 이와 같은 검정결과는 <표 1>~<표 7> 모두에서 나타나고 있어, 이후의 논의과정에서는 카이제곱검정의 결과에 대해서는 별도로 언급하지 않기로 한다.

한편 <표 1>을 통해서도 결혼연령차나 여성연상혼 비율의 지역적 특성에 대한 시사점을 명확히 파악하기가 어렵다. 동일한 광역시 중에서 부산, 인천, 울산에서는 여성연상혼 비율이 비교적 높았지만, 대구, 광주, 대전에서는 여성연상혼 비율이 낮았다. 농어촌 지역이 많이 소재한 도 지역 중에서도 강원은 여성연상혼 비율이 높았지만 전남, 전북, 경북은 낮았다. 동일한 광역시 또는 동일한 도 지역이라도 지역별 결혼시장은 상당히 다른 수요공급 조건을 가질 수 있고 지역별로 결혼유형에 대한 인식도 상이할 수 있어 이는 일견 당연한 현상일 수도 있다. 이상의 관찰결과를 종합한다면, 여성연상혼의 결정요인에 대한 분석에서 지역변수를 고려할 필요가 있음을 알 수 있다.

<표 2>는 남성의 주소지가 여성과 동일한지를 기준으로 평균 결혼연령차 및 여성연상혼 비율을 계산한 결과이다. <표 2>에서 (A)는 16개 시도를 대상으로, (B)는 16개 시도를 수도권(서울·인천·경기), 강원권, 충청권(대전·충남·충북), 호남권(광주·전남·전북), 영남권(부산·대구·울산·경남·경북), 제주권 등 6개 권역으로 통합해 계산했음을 의미한다. <표 2>에 따르면, (A)와 (B)를 기준으로 남녀 주소지가 일치하는 결혼 부부는 전체 부부 중 각각 74.8%와 89.5%를 차지하였다. 이와 같이 동일 주소지의 남녀가 결혼한 비율이 매우 높았다는 사실은 동일 생활권 내에서의 매칭(또는 만남) 기회가 결혼기회에 중요한 영향을 미쳤음

<표 2> 남녀 주소지 일치 여부에 따른 결혼연령차 유형 비율 및 평균 남녀 연령차: 2004-2007년

구 분	결혼부부 수	결혼연령차 유형 비율 (%)			평균 연령차
		남성연상혼	동갑혼	여성연상혼	
남녀 주소지가 일치하는 경우(A)	726,684	70.8 (3.90)	15.0	14.3 (-2.34)	2.42
남녀 주소지가 일치하는 경우(B)	868,910	71.1 (3.88)	14.9	14.1 (-2.32)	2.44

주: 1) (A): $\chi^2=279.0$ (P값=0.000), (B): $\chi^2=75.1$ (P값=0.000)

2) 괄호 안의 숫자는 남성연상(또는 여성연상) 결혼부부의 평균 남녀 연령차를 의미한다.

3) (A)는 16개 광역권역을 대상으로, (B)는 16개 광역권역을 수도권, 강원권, 충청권, 호남권, 영남권, 제주권 등 6개 권역으로 통합해 위 통계값을 계산했음을 의미한다.

을 의미한다. 거의 전체 표본숫자에 육박하는 (B) 대신에 (A)에만 초점을 맞추어 논의한다면, 남녀 주소지가 일치하는 경우의 여성연상 비율은 전체 비율보다 약간 높았고 평균연령차는 약간 낮았다. 이는 동일 생활권이 주는 편익이 여성연상혼에 긍정적으로 작용하였을 가능성을 시사한다.

2. 교육수준별 결혼연령차 및 여성연상혼 비율

〈표 3〉은 여성 교육수준별 평균 결혼연령차와 여성연상혼 비율을 보여주고 있다. 〈표 3〉에 따르면, 여성의 교육수준이 높을수록 평균 결혼연령차와 여성연상혼 비율 모두 감소하였음을 확인할 수 있다. 특히 여성의 교육수준이 대졸 이상인 경우에 여성연상혼 비율은 12.0%로서 전체 비율보다 2%나 낮았다. 한편 동갑혼 비율은 여성의 교육수준이 높을수록 증가하여 여성연상혼 비율의 변동추이와 대조적인 패턴을 보이고 있다. 이와 같은 관찰은 결혼시장에 진입한 남녀가 여성연상혼 또는 동갑혼을 선택하는 요인이 서로 상이할 가능성을 암시한다. 특히 우리나라 여성이 여성연상혼과 동갑혼을 단순히 결혼연령차의 과다로 이해하지 않고 서로 다른 결혼형태로 간주하고 있어 이와 같은 현상이 나타났을 수 있다. 대졸 이상의 학력을 가진 여성이 다른 여성과 비교하여 결혼 상대자로 동갑인 남성은 보다 잘 수용하였지만 자신보다 연하인 남성을 덜 수용하였으며 여전히 전통적인 남성연상혼을 선호한다는 관찰결과를 고학력 여성에게 여성연상혼이 많다는 일반적 인식과도 차이가 있다고 하겠다.

〈표 4〉는 〈표 3〉과 약간 다른 관점에서 교육수준에 따른 결혼연령차와 여성연상혼 비율을 비교하고 있다. 여성연상혼 비율은 남성 학력이 여성보다 높은 경우에 15.8%, 남녀 학력이 같은 경우에 13.3%, 여성 학력이 남성보다 높은 경우에 16.2%이었다. 즉 여성연상혼은 남녀 학력이 동등한 경우보다 남녀 학력이 비대칭적일 때, 특히 여성 학력이 남성보다 높은 경우에 상대적으로 많았다.

〈표 3〉 여성 교육수준별 결혼연령차 유형 비율 및
평균 남녀 연령차: 2004-2007년

교육수준	결혼부부 수	결혼연령차 유형 비율 (%)			평균 연령차
		남성연상혼	동갑혼	여성연상혼	
중졸 이하	41,636	70.2 (5.68)	8.1	21.7 (-3.67)	3.20
고졸	341,750	69.7 (4.32)	13.9	16.5 (-2.54)	2.59
대졸 이상	587,843	72.2 (3.53)	15.9	12.0 (-1.96)	2.31

주: 1) $\chi^2 = 7,026.7$ ($P값 = 0.000$)

2) 괄호 안의 숫자는 남성연상(또는 여성연상) 결혼부부의 평균 남녀 연령차를 의미한다.

<표 4> 남녀 교육수준 차이별 결혼연령차 유형 비율 및
평균 남녀 연령차: 2004-2007년

구 분	결혼부부 수	결혼연령차 유형 비율 (%)			평균연령차
		남성연상혼	동갑혼	여성연상혼	
남성 학력이 높은 경우	134,879	70.5 (4.32)	13.6	15.8 (-2.64)	2.63
남녀 학력이 같은 경우	732,529	71.6 (3.77)	15.0	13.4 (-2.22)	2.40
여성 학력이 높은 경우	103,821	68.9 (4.22)	14.9	16.2 (-2.44)	2.51

주: 1) $\chi^2=1,136.4$ ($P값=0.000$)

2) 괄호 안의 숫자는 남성연상(또는 여성연상) 결혼부부의 평균 남녀 연령차를 의미한다.

이와 같은 관찰은 여성의 교육수준 향상에서 여성연상혼 증가의 원인을 찾는 일반적 인식이 부분적으로만 옳음을 확인해준다. <표 4>에 따르면, 여성의 교육수준이 높아지면서 여성의 경제적 능력과 사회적 지위가 상승한 것 자체가 여성연상혼 증가의 직접적 원인이라고 말할 수는 없다. 하지만 적어도 여성의 교육수준이 높아지면서 남성보다 학력이 높은 여성이 다수 생겨날 수 있었다는 점에서 여성의 교육수준 향상은 여성연상혼 증가의 간접적 원인이 되었다고도 볼 수 있다.

3. 직종별/소득수준별 결혼연령차 및 여성연상혼 비율

<표 5>는 여성 직종별 평균 결혼연령차와 여성연상혼 비율을 보여주고 있다. <표 5>에 따르면, 여성연상혼 비율은 전문가, 기술공/준전문가, 사무 종사자 직종 등에서는 낮았고, 의회임원/고위임직원/관리자, 서비스/판매 종사자, 농업/임업/어업 숙련 노동자, 장치/기계조작원/조립 종사자, 단순 노무 종사자 등에서 높았다. 카이제곱 통계값에서 볼 수 있듯이 직종이 결혼연령차 유형과 관련성을 갖고 있었던 것은 분명하지만 어떤 특성의 직종에서 여성연상혼 비율이 높았는지에 대해서는 명확한 결론을 도출하기가 쉽지 않다. <표 5>의 마지막 두 열은 통계청 국가통계포털(KOSIS: Korean Statistical Information Service of the Statistics Korea)에서 추출한 각 직종별 평균 월급여총액을 남녀별로 구분해 제시하고 있다. 이 월급여총액을 직종에 대비해 보면, 의회임원/고위임직원/관리자 직종을 제외할 경우에 소득수준이 높은 직종군에서 여성연상혼이 적었고, 소득수준이 낮은 직종군에서 오히려 여성연상혼이 많았다는 점을 쉽게 확인할 수 있다⁸⁾. <표 3>과 마찬가지로, 이 관찰 역시 여성연상혼이 전문직 여

8) 직종별 월급여총액이 실제 결혼 당사자의 소득수준을 의미하지는 않는다는 점에서 이 주장은 한계

<표 5> 여성 직종별 결혼연령차 유형 비율: 2004-2007년

직종	결혼부부 수	결혼연령차 유형 비율 (%)			평균 연령차	월급여총액 (천원, 2005년 불변)	
		남성연상혼	동갑혼	여성연상혼		남성	여성
의회임원, 고위 임직원 및 관리자	2,101	70.5 (3.79)	13.3	16.1 (-2.47)	2.27	3,700	2,917
전문가	86,215	71.4 (3.33)	16.3	12.2 (-1.97)	2.14	2,991	1,918
기술공 및 준전문가	54,596	70.3 (3.45)	16.7	13.0 (-2.02)	2.16	2,289	1,537
사무 종사자	248,133	72.1 (3.50)	15.9	12.0 (-1.93)	2.30	2,225	1,482
서비스/판매 종사자	77,656	68.0 (3.82)	15.3	16.6 (-2.54)	2.18	1,708	1,283
농업, 임업 및 어업 숙련 종사자	2,722	76.5 (6.07)	7.5	16.0 (-2.87)	4.18	1,753	1,087
기능원 및 관련 기 능 종사자	11,334	71.4 (3.79)	15.0	13.6 (-2.28)	2.40	1,845	1,158
장치, 기계조작원 및 조립 종사자	2,770	72.3 (3.96)	12.7	15.0 (-2.25)	2.53	1,775	1,188
단순 노무 종사자	4,131	70.4 (4.32)	13.2	16.4 (-2.71)	2.60	1,240	973
학생, 가사, 무직	481,571	71.3 (4.24)	13.8	15.0 (-2.50)	2.65	----	----

주: 1) $\chi^2 = 2,831.2$ ($P < 0.000$)

2) 괄호 안의 숫자는 남성연상(또는 여성연상) 결혼부부의 평균 남녀 연령차를 의미한다.

3) 월급여총액은 통계청 KOSIS의 직종/학력/연령계층/성별 임금 및 근로조건에서 추출한 연도별 값을 GDP 디플레이터로 나눈 후 평균하여 구한 값이다.

4) 서비스/판매 종사자의 월급여총액은 서비스종사자와 판매종사자 월급여총액을 단순 평균한 수치이다.

성에게 많다는 일반적 인식과는 배치된다. 즉 여성연상혼이 교육수준이 높은 전문직 여성에게 많다는 주장은 일부 언론매체에서 만들어낸 허상인 것으로 파악된다.

이 점에서 <표 6>은 매우 흥미로운 사실을 보여주고 있다. <표 5>의 월급여총액을 직종에 대입시켜 남녀 소득수준을 비교해보았을 때, 여성연상혼 비율은 여성 소득이 많은 경우나 남녀 소득이 동일한 경우(남녀 직종이 모두 학생/가사/무직인 경우)에 각각 18.0%와 17.8%로서, 남성 소득이 많은 경우의 13.6%

가 있는 것이 사실이다. 하지만 우리나라에서 결혼 당사자의 직종은 바로 미래 예상소득을 상징하는 것으로 널리 수용되고 있다는 점에서 이 분석은 의미가 있다고 본다. 또한 결혼 당사자의 소득수준에 대한 정보가 없는 상태에서 이와 같은 분석이 불가피한 측면도 있다.

〈표 6〉 남녀 소득수준 차이별 결혼연령차 유형 비율
및 평균 남녀 연령차: 2004-2007년

구 분	결혼부부 수	결혼연령차 유형 비율 (%)			평균 연령차
		남성연상혼	동갑혼	여성연상혼	
남성 소득이 많은 경우	888,595	71.8 (3.88)	14.6	13.6 (-2.30)	2.47
남녀 소득이 동일한 경우	47,790	66.4 (4.40)	15.9	17.8 (-2.55)	2.47
여성 소득이 많은 경우	34,844	62.8 (3.48)	19.2	18.0 (-2.25)	1.78

주: 1) $\chi^2=2,034.9$ ($P값=0.000$)

2) 괄호 안의 숫자는 남성연상(또는 여성연상) 결혼부부의 평균 남녀 연령차를 의미한다.

3) 남녀 소득이 동일한 경우는 남성과 여성의 직종이 모두 학생/가사/무직에 해당해 소득이 없는 것을 의미한다.

보다 월등히 높았다. 남녀 동갑인 결혼사례까지 포함할 경우에 이 현상은 더욱 강화된다. 이는 여성의 직종 자체는 여성연상혼 확률에 영향을 미치지 않았으며 여성의 직종이 남성과 비교해 상대적으로 고소득 직종인 경우에 여성연상혼이 많아졌을 가능성을 암시한다.

이와 같은 관찰은 교육수준에 따른 여성연상혼 분석결과와 함께 매우 중요한 시사점을 제공한다. 여성연상혼의 증가 현상은 여성의 교육수준이 향상되었고 전문직·사무직에 취업한 여성이 증가하였다는 사실 자체보다는 남성과 비교한 여성의 교육수준과 직업유형이 상대적으로 향상되었다는 점에서 그 원인을 찾아야 할 것으로 판단된다. 또한 여성연상혼이 여성의 교육수준과 직종이 남성보다 우월할 때 많이 발생하였다는 사실은 여성이 남녀 간 교육수준이나 소득수준 격차를 '연하인 남성과의 결혼'과 교환하였을 가능성을 시사한다. 전통사회에서는 젊은 여성이 자신보다 훨씬 나이가 많은 남성과 결혼하는 것이 일반적이었으며, 이러한 현상의 배경에는 여성의 출산 및 가사노동 능력을 남성의 경제력과 교환한 데에 일부 원인이 있었다고 볼 수 있다. 전통적 남성연상혼이 감소하고 여성연상혼이 증가하는 데에는 여성의 '상대적' 경제력 향상이라는 배경이 있었던 것으로 판단된다. 이는 앞 절에서 제시한 본 연구의 가설을 지지한다고 하겠다.

4. 여성 결혼종류별 결혼연령차 및 여성연상혼 비율

〈표 7〉은 여성의 결혼종류(초혼/재혼)에 따라 평균 결혼연령차와 여성연상혼 비율을 보여주고 있다. 〈표 7〉에서 주목되는 사실은 여성연상혼 비율이 여성이 재혼일 때 월등히 높았다는 점이다. 반면에 여성이 초혼일 때 여성연상혼 비율

<표 7> 여성 결혼종류별 결혼연령차 유형 비율 및
평균 남녀 연령차: 2004-2007년

구 분	결혼부부 수	결혼연령차 유형 비율 (%)				평균 연령차	
		남성연상혼		동갑혼	여성연상혼		
초혼	828,615	72.1	(3.72)	15.6	12.3	(-1.96)	2.44
재혼	142,614	66.1	(4.97)	10.1	23.8	(-3.38)	2.48

주: 1) $\chi^2 = 14,566.9$ ($P < 0.000$)

2) 괄호 안의 숫자는 남성연상(또는 여성연상) 결혼부부의 평균 남녀 연령차를 의미한다.

3) 재혼은 사별 후 재혼과 이혼 후 재혼을 모두 합산한 수치이다.

은 12.3%로서 전체 비율과 비교해 상당히 낮은 수준이었다. 이 역시 일반적 사회인식과는 상당히 괴리가 있다고 하겠다.

IV. 분석결과

1. 추정모형

이상의 논의를 종합하면, 최근 우리나라에서 여성연상혼이 증가한 현상에는 일반적인 사회인식과는 상당히 다른 동인이 작동하고 있었으며 이에 대한 과학적인 분석이 요구된다고 하겠다. 이를 규명하기 위해 본 연구는 다음과 같은 추정모형을 설정한다.

$$Prob(y_i = 1) = G(incgap_i, \mathbf{x}_i^M, \mathbf{x}_i^W) \quad (1)$$

위 식에 따르면, i 번째 결혼쌍이 여성연상혼($y_i = 1$)일 확률은 남성과 여성의 소득격차($incgap_i$), 남성의 개인특성(\mathbf{x}_i^M), 여성의 개인특성(\mathbf{x}_i^W)에 의해 영향을 받는다. 본 연구에서 결혼연령차 대신 여성연상혼일 확률(또는 여성연상 더미 변수)을 종속변수로 사용한 이유는 여성의 관점에서 여성연상인지 여부가 결혼 연령차보다 훨씬 중요한 선택문제이라고 판단하였기 때문이다. 본 연구의 설명 변수 중 가장 핵심적인 변수는 남성과 여성의 소득격차($incgap_i$)이다. 남성과 여성의 소득수준은 앞서 설명한 직종별 월급여총액으로 측정한다. 본 연구는 남녀 소득격차와 함께, 1) 남성 소득수준과 여성 소득수준, 2) 남성과 여성의 소득수준 합계, 즉 가족 소득수준을 사용해 추정한 결과도 분석한다.

남성과 여성의 소득수준이 여성연상혼 확률에 미친 영향을 엄밀히 분석하기 위해서는 여성연상혼에 영향을 미칠 수 있는 남성과 여성의 개인특성을 충분히 고려할 필요가 있다. 본 연구는 개인 특성변수로 남녀 주소지, 여성 교육수준 더미변수, 남녀 교육수준 차이, 남녀 초/재혼, 여성 결혼연령 등을 고려한다. 본 연구는 혼인통계자료(혼인신고서)에 기초하고 있어, 고려할 수 있는 개인 특성변수가 제한된다는 한계가 있다. 여성연상혼에 대한 각 개인의 취향은 오차항에 포함되며 본 연구에서 고려된 개인 특성변수와는 상관관계가 없다고 가정한다. 다음 소절에서는 본 연구에서 고려한 개인 특성변수를 살펴볼 것이다. 마지막으로, 본 연구는 횡단면자료를 독립적으로 통합한 분석자료의 특성을 고려하여 회귀모형에 2005년, 2006년, 2007년 연도별 더미변수를 추가한다.

$G(\cdot)$ 가 로지스틱분포(logistic distribution)를 갖는다고 가정하면, 위 식은 전형적인 로짓모형(logit model)이 되며 이 로짓모형의 추정에는 최우추정법(maximum likelihood estimation method)이 사용된다. 로짓모형에서 설명변수 x_j 의 한계효과(marginal effects)는 다음과 같이 계산된다.

$$\frac{\partial E[y]}{\partial x_j} = \frac{\partial p}{\partial x_j} = \Lambda(\beta'x)[1 - \Lambda(\beta'x)]\beta_j \quad (2)$$

식(2)에서 $\Lambda(\cdot)$ 는 로지스틱 누적분포함수를 의미한다. 식(2)에서 볼 수 있듯이, 규모요인(scale factor)인 $\Lambda(\cdot)(1 - \Lambda(\cdot))$ 이 양의 값을 갖기 때문에 로짓모형에서 한계효과의 방향은 회귀계수 β_j 의 부호와 같다. 식(2)에서 $\Lambda(\cdot)$ 는 x 값에 따라 달라지기 때문에, 한계효과 역시 어떤 관찰값에서 측정하는지에 따라 달라진다. 본 연구에서는 각 관찰값에서의 한계효과를 계산한 후 이를 산술평균한 평균한계효과(average marginal effect)를 보고하기로 한다.

위 모형을 확장하여 여성연상혼이 아닌 경우를 동갑혼과 남성연상혼으로 구분하면 선택대안은 여성연상혼, 동갑혼, 남성연상혼 세 가지가 되며, 이 경우는 다항로지트모형(multinomial logit model)을 사용해 분석할 수 있다. 가장 많이 관찰되는 남성연상혼을 기준범주로 설정하면, 다항로지트모형은 여성연상혼과 남성연상혼, 동갑혼과 남성연상혼을 각각 로짓모형으로 비교하는 것과 같다. 즉 다항로지트모형의 회귀계수는 여성연상혼과 동갑혼을 남성연상혼과 각각 비교한 로짓모형의 모수로 간주할 수 있다. i 번째 결혼쌍이 남성연상혼을 선택할 확률을 p_{i0} , 동갑혼을 선택할 확률을 p_{i1} , 여성연상혼을 선택할 확률을 p_{i2} 라고 정의하면, 다항로지트모형에서 설명변수 x_j 가 i 번째 결혼쌍이 m 번째 결혼유형을 선택할 확

를(p_{im})에 미치는 한계효과는 다음과 같이 계산된다.

$$\frac{\partial p_{im}}{\partial x_j} = p_{im}(\beta_{jm} - \bar{\beta}_j), \quad \bar{\beta}_j = p_{i0}\beta_{j0} + p_{i1}\beta_{j1} + p_{i2}\beta_{j2} \quad (3)$$

식(3)에 따르면 한계효과의 방향은 β_j 의 부호와 달라질 수 있다. 본 연구에서 로짓모형에서와 마찬가지로 평균한계효과에 초점을 맞추기로 한다.

2. 분석변수

본 연구는 주소지를 수도권, 강원권, 충청권, 호남권, 영남권, 제주권 등 6개 권역으로 구분하고, 남녀 각각의 더미변수를 설명변수로 고려한다⁹⁾. 이때 수도권을 기준범주로 사용한다. 예를 들어, 남성 주소지 더미변수(1)은 남성 주소지가 강원권인 경우를 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 설정한 더미변수이다. 여성 주소지 더미변수(1)은 여성 주소지가 강원권인 경우를 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 설정한 더미변수이다. 나머지 주소지 더미변수도 같은 방식으로 정의하며, 각 더미변수에 대한 자세한 정의는 <표 8>에 제시되어 있다. 남녀 주소지 더미변수를 고려하는 이유는 여성의 경제활동, 가정 내에서의 여성의 역할 등 성역할에 대한 지역별 인식 차이가 여성연상혼에 영향을 미칠 수 있다고 보았기 때문이다. 또한 남녀 성비 등 결혼시장의 수급조건도 지역별로 상이할 수 있기 때문에 남녀 주소지를 고려할 필요가 있다고 판단된다.

교육수준은 중졸이하, 고졸, 대졸이상으로 구분한다. 여성 교육수준 더미변수(1)은 여성이 고졸인 경우를 1로 설정하며, 여성 교육수준 더미변수(2)는 여성이 대졸이상인 경우를 1로 설정한다. 교육수준 차이 더미변수(1)은 남성과 여성의 교육수준이 동일한 경우에 대한 더미변수이며, 교육수준 차이 더미변수(2)는 여성의 교육수준이 남성보다 높은 경우에 대한 더미변수이다. 교육수준 차이 더미변수를 고려한 이유는 앞 절에서 살펴본 바와 같이 남녀 교육수준 차이가 실제로 여성연상혼 확률에 영향을 미쳤는지를 검증해보기 위해서이다. 교육수준 차이 더미변수와 여성 교육수준 더미변수를 함께 고려하면 남성의 교육수준을 추론할 수 있기 때문에 남성 교육수준 더미변수를 별도의 설명변수로 추가할 필요가 없다. 예를 들어, 여성 교육수준 더미변수(1)=1, 여성 교육수준 더미

9) 남녀 주소지를 시도별 더미변수로 설정하고 회귀분석을 수행하더라도 본 연구의 핵심 추정결과는 변하지 않았다. 다만 주소지에 대한 남녀 시도별 더미변수, 총 30개의 추정결과를 모두 보고하는 것이 효율적이지 않다고 판단되어 본문에서와 같은 권역별 더미변수를 사용한 추정결과를 제시한다.

변수(2)=0, 교육수준 차이 더미변수(1)=1, 교육수준 차이 더미변수(2)=0인 결혼 쌍에서 남성의 교육수준은 고졸에 해당한다.

본 연구는 남녀 결혼종류가 초혼 또는 재혼인지의 여부를 고려한다. 남성 결혼종류 더미변수와 여성 결혼종류 더미변수는 남성 또는 여성이 재혼인 경우를 각각 1로 설정한 더미변수이다.

이상에서 설명한 더미변수들과는 달리, 여성 결혼연령, 남성 소득, 여성 소득, 남녀 소득차이, 남녀 소득합계(또는 가족소득)은 비율변수(ratio variable)에 해당한다.

IV. 분석결과

1. 분석변수의 요약통계량

〈표 8〉은 각 변수의 정의와 함께, 분석변수들의 요약통계량을 보여주고 있다. 더미변수의 평균값은 해당 그룹의 비율을 나타낸다. 예를 들어, 〈표 8〉에 따르면, 분석기간 중 남성 주소지가 강원권인 결혼쌍은 2004~2007년 전체 결혼쌍 중 2.5%에 달하였으며, 여성 주소지가 강원권인 결혼쌍은 2.6%이었다. 2004~2007년 전체 결혼쌍 중 여성이 고졸인 경우는 35.2%, 대졸이상인 경우는 60.5%이었다. 남녀 교육수준이 동일한 경우가 75.4%로 가장 많았고, 여성의 교육수준이 남성보다 높은 경우는 10.7%에 불과하였다. 나머지 13.9%는 남성의 교육수준이 여성보다 높은 경우이었다. 전체 결혼쌍 중에서 여성의 재혼비율은 14.7%로 남성의 재혼비율인 12.8%보다 높았다. 이는 초혼인 남성이 재혼인 여성과 결혼한 경우가 초혼인 여성이 재혼인 남성과 결혼하는 경우보다 많았음을 의미한다. 분석기간 중 여성의 평균 결혼연령은 29.21세로 상당히 높는데, 그 이유는 재혼인 여성까지 포함되었기 때문인 것으로 판단된다.

2. 로짓모형의 추정결과

〈표 9〉는 로짓모형을 식(1)에 적용해 추정한 결과를 보여주고 있다. 모형(1)은 남녀 소득변수를, 모형(2)는 남녀 소득차이 변수를, 모형(3)은 남녀 소득합계 변수를 포함하고 있다. 이들 소득변수를 제외하면, 세 모형에서 각 변수의

<표 8> 요약통계량

변수명	변수 설명	평균	표준편차	최소값	최대값
여성연상 더미변수	여성연상 결혼부부인 경우=1	0.140	0.347	0	1
남녀 동갑 더미변수	남녀동갑 결혼부부인 경우=1	0.148	0.355	0	1
남성 주소지 더미변수(1)	남성 주소지가 강원권인 경우=1	0.025	0.157	0	1
남성 주소지 더미변수(2)	남성 주소지가 충청권인 경우=1	0.099	0.299	0	1
남성 주소지 더미변수(3)	남성 주소지가 호남권인 경우=1	0.090	0.285	0	1
남성 주소지 더미변수(4)	남성 주소지가 영남권이 경우=1	0.246	0.431	0	1
남성 주소지 더미변수(5)	남성 주소지가 제주권이 경우=1	0.011	0.104	0	1
여성 주소지 더미변수(1)	여성 주소지가 강원권이 경우=1	0.026	0.160	0	1
여성 주소지 더미변수(2)	여성 주소지가 충청권인 경우=1	0.099	0.298	0	1
여성 주소지 더미변수(3)	여성 주소지가 호남권인 경우=1	0.096	0.294	0	1
여성 주소지 더미변수(4)	여성 주소지가 영남권인 경우=1	0.256	0.436	0	1
여성 주소지 더미변수(5)	여성 주소지가 제주권인 경우=1	0.011	0.106	0	1
여성 결혼연령	결혼 당시 여성연령	29.21	6.34	13	85
여성 교육수준 더미변수(1)	여성이 고졸인 경우=1	0.352	0.478	0	1
여성 교육수준 더미변수(2)	여성이 대졸이상인 경우=1	0.605	0.489	0	1
교육수준 차이 더미변수(1)	남녀 교육수준이 동일한 경우=1	0.754	0.431	0	1
교육수준 차이 더미변수(2)	여성 교육수준이 높은 경우=1	0.107	0.309	0	1
남성 결혼종류 더미변수	남성이 재혼인 경우=1	0.128	0.334	0	1
여성 결혼종류 더미변수	여성이 재혼인 경우=1	0.147	0.354	0	1
남성 소득	남성 소득(백만원, 2005년 불변)	2.017	0.694	0	4.174
여성 소득	여성 소득(백만원, 2005년 불변)	0.776	0.790	0	3.195
남녀 소득차이	남성소득-여성소득(백만원, 2005년 불변)	1.240	0.925	-3.195	4.174
가족소득(남녀 소득합계)	남성소득+여성소득(백만원, 2005년 불변)	2.793	1.164	0	7.369

주: 1) 더미변수에서 괄호에 해당하지 않는 경우는 0으로 처리한다.

2) 수도권은 서울, 인천, 경기지역으로 설정한다.

계수추정값은 거의 동일하다. 또한 한두 변수를 제외하면 대다수 추정계수가 1% 수준에서 통계적으로 유의하기 때문에, 특별한 경우가 아니면 통계적 유의성에 대해서는 지적하지 않기로 한다.

연도별 더미변수 중 2005년 더미변수의 계수 추정값은 모든 모형에서 통계적 유의성을 상실하고 있다. 2006년 더미변수와 2007년 더미변수의 계수 추정값은 모든 모형에서 양과 음의 부호를 각각 갖고 있지만, 모형에 따라 통계적 유의성이 다르다. 예를 들어, 2006년 더미변수의 계수 추정값은 모형(1)에서는 1% 수준에서 통계적 유의성을 갖지만 모형(2)와 (3)에서는 통계적으로 유의하지 않다. 이를 종합해본다면, 다른 변수들을 통제할 경우에 2004~2007년 기간 중 각

연도별로 여성연상혼 비율이 증가하였는지 또는 감소하였는지는 통계적으로 확인되지 않는다.

세 모형 모두에서 남성 주소지 더미변수들의 계수 추정값은 양의 부호를 갖고 있다. 이를 통해 비수도권 지역에 주소지를 가진 남성의 여성연상혼 확률이 남성의 주소지가 수도권인 경우보다 높았음을 알 수 있다. 예를 들어, 남성의 주소지가 제주권인 경우에 여성연상혼 확률이 상대적으로 가장 높았다. 반대로 여성 주소지 더미변수의 계수 추정값들은 모두 음의 부호를 갖고 있어, 여성의 주소지가 수도권인 경우에 여성연상혼 확률이 상대적으로 가장 높았음을 확인할 수 있다. 여성의 주소지를 기준으로 할 경우에는 여성연상혼 확률은 수도권→강원권→제주권→충청권→호남권→영남권 순으로 높았다. 이와 같은 관찰결과는 대체로 여성의 역할에 대한 지역적 특성을 반영한 것으로 보인다.

여성 교육수준 더미변수(1)과 (2)의 계수 추정값은 모두 양의 부호를 갖고 있고, 여성 교육수준 더미변수(1)의 계수 추정값이 여성 교육수준 더미변수(2)보다 크다. 예를 들어, 모형(2)에서 여성 교육수준 더미변수(1)의 계수 추정값은 0.848이며, 여성 교육수준 더미변수(2)의 계수 추정값은 0.507이다. 즉 <표 3>과는 달리, 다른 변수들을 통제할 경우에 여성연상혼 확률은 중졸이하→대졸이상→고졸 순으로 증가하였다¹⁰⁾. 여성의 학력이 대졸이상인 경우의 여성연상혼 확률이 중졸이하인 경우와 비교해 증가하였다는 점은 여성연상혼에 대한 일반적 인식을 일부 지지하는 증거가 될 수도 있다. 하지만 여성의 학력이 고졸인 경우의 여성연상혼 확률이 대졸이상인 경우보다 50%가량 높았다는 사실은 여성연상혼이 고학력 전문직 여성에게 주로 나타난다는 일부 대중매체의 주장과 반드시 일치하지는 않는다고 하겠다. 남녀 교육수준 차이 더미변수(1)과 (2)의 계수 추정값은 양의 부호를 갖고 있으며, 남녀 교육수준 차이 더미변수(2)의 계수 추정값이 남녀 교육수준 차이 더미변수(1)보다 훨씬 크다. 이는 다른 변수들을 통제할 경우에 남녀의 교육수준이 동일하거나 여성의 교육수준이 남성보다 높은 경우, 특히 후자의 경우에서 여성연상혼 개연성이 증가하였음을 의미한다. 즉 여성연상혼은 여성의 교육수준 항상 자체보다는 남녀 교육수준 차이와 더 많은 관련성을 갖고 있었다. 이 추정결과는 앞서 <표 3>의 결과를 재확인하는 것이라고 하겠다.

10) 남녀 교육수준 차이 더미변수들을 제외하고 여성 교육수준 더미변수와 남성 교육수준 더미변수를 포함시켰을 경우에도 동일한 패턴이 관찰되었다. 남성과 여성 모두에서 고졸에 대한 더미변수의 계수 추정값이 통계적으로 유의하며 대졸 이상에 대한 더미변수보다 훨씬 큰 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 즉 여성연상혼 확률은 남녀 교육수준 모두에서 중졸이하→대졸이상→고졸 순으로 증가하였다.

<표 9> 로짓모형 추정결과

	모형 (1)		모형 (2)		모형 (3)	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
2005년 더미변수	0.006	0.009	-0.003	0.009	0.000	0.009
2006년 더미변수	0.023 ***	0.008	0.004	0.008	0.012	0.008
2007년 더미변수	-0.001	0.009	-0.024 ***	0.009	-0.013	0.009
남성 주소지 더미변수(1)	0.118 ***	0.029	0.124 ***	0.029	0.116 ***	0.029
남성 주소지 더미변수(2)	0.148 ***	0.017	0.153 ***	0.017	0.147 ***	0.017
남성 주소지 더미변수(3)	0.117 ***	0.020	0.126 ***	0.020	0.120 ***	0.020
남성 주소지 더미변수(4)	0.142 ***	0.016	0.149 ***	0.016	0.145 ***	0.016
남성 주소지 더미변수(5)	0.189 ***	0.063	0.198 ***	0.063	0.200 ***	0.062
여성 주소지 더미변수(1)	-0.084 ***	0.029	-0.083 ***	0.029	-0.085 ***	0.029
여성 주소지 더미변수(2)	-0.128 ***	0.017	-0.125 ***	0.017	-0.130 ***	0.017
여성 주소지 더미변수(3)	-0.201 ***	0.020	-0.197 ***	0.020	-0.206 ***	0.020
여성 주소지 더미변수(4)	-0.206 ***	0.016	-0.203 ***	0.016	-0.214 ***	0.016
여성 주소지 더미변수(5)	-0.137 **	0.062	-0.132 **	0.062	-0.139 **	0.061
여성 결혼연령	0.133 ***	0.001	0.133 ***	0.001	0.133 ***	0.001
여성 교육수준 더미변수(1)	0.875 ***	0.017	0.848 ***	0.017	0.854 ***	0.017
여성 교육수준 더미변수(2)	0.574 ***	0.018	0.507 ***	0.018	0.563 ***	0.018
교육수준 차이 더미변수(1)	0.027 ***	0.010	0.044 ***	0.010	0.036 ***	0.010
교육수준 차이 더미변수(2)	0.297 ***	0.014	0.336 ***	0.013	0.311 ***	0.013
남성 결혼종류 더미변수	-1.837 ***	0.014	-1.834 ***	0.014	-1.836 ***	0.014
여성 결혼종류 더미변수	0.308 ***	0.012	0.314 ***	0.012	0.295 ***	0.012
남성 소득	-0.119 ***	0.005				
여성 소득	0.017 ***	0.004				
남녀 소득차이			-0.064 ***	0.003		
가족소득(남녀 소득합계)					-0.047 ***	0.003
상수항	-6.134 ***	0.031	-6.250 ***	0.030	-6.215 ***	0.031
LR 카이제곱	62,336.50***		62,021.62***		61,913.89***	

주: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

남녀 결혼종류 더미변수의 추정 계수값에 따르면, 다른 조건이 모두 동일하다면 남성이 재혼인 경우에는 여성연상혼 확률이 감소하고 여성이 재혼인 경우에는 여성연상혼 확률이 증가하였다. 여성이 재혼인 경우에 여성연상혼이 초혼과 비교해 증가한다는 점은 <표 7>에서도 확인된 바 있다.

여성 결혼연령의 계수 추정값은 양의 부호를 갖고 있어, 여성 결혼연령이 높을수록 여성연상혼 확률이 증가하였음을 알 수 있다¹⁾. 이 계수 추정값에 기초

하여 평균한계효과를 계산해보면 0.015가 된다. 즉 여성 결혼연령이 한 살 많아지면 평균적으로 여성연상혼 확률은 1.5% 높아진다.

〈표 9〉의 추정결과 중에서 본 연구가 가장 관심을 갖는 것은 소득변수의 계수추정값이다. 모형(1)에서 남성 소득의 계수 추정값은 -0.119로 음의 부호를 갖는 반면에 여성 소득의 계수 추정값은 0.017으로 양의 부호를 갖고 있다¹²⁾. 만약 이 추정결과가 옳다면, 남성의 소득수준이 증가할수록 여성연상혼은 감소하였으며 여성의 소득수준이 증가할수록 여성연상혼은 증가하였다고 말할 수 있다. 모형(2)에서 남녀 소득차이의 계수 추정값은 -0.064로서 음의 부호를 갖고 있다. 즉 남성의 소득이 여성보다 많을수록 여성연상혼 확률은 감소하였다. 남녀 소득차이의 평균한계효과는 -0.007로서 남성의 소득이 여성보다 100만원 더 적을 경우에 여성연상혼 확률은 0.7% 증가한다는 결론이 도출된다. 모형(3)에서 남녀 소득합계(가족소득)의 계수추정값에 따르면, 가족소득수준이 증가할수록 여성연상혼 확률은 감소하였음을 확인할 수 있다.

소득변수의 계수 추정값은 몇 가지 흥미로운 사실을 시사한다. 첫 번째로, 남성 소득의 계수 추정값 또는 한계효과가 여성 소득보다 훨씬 크다. 이 추정결과는 여성연상혼이 남녀 소득수준 차이에 의해 영향을 받는데, 특히 낮은 남성 소득수준 때문에 남녀 소득수준 차이가 발생한 경우에 여성연상혼 확률이 더 높아졌을 가능성을 시사한다. 두 번째로, 남녀 소득수준 차이가 여성연상혼 확률에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤지만 그 평균한계효과는 상당히 작은 것으로 나타났다.

이는 여성연상혼 비율이 전체 결혼쌍 중 14.7%로 상당히 작았기 때문에 나타나는 현상으로 판단된다. 세 번째로, 남녀 소득합계의 증가가 여성연상혼 확률을 감소시켰다는 추정결과를 수용한다면 여성연상혼이 소득수준이 높은 남녀들이 결합한 결혼에서 상대적으로 많이 발생하는 결혼유형이라고 보기는 어려운 것으로 판단된다.

-
- 11) 이 관찰결과는 앞서 2절에서 인용한 몇몇 실증연구의 분석결과와도 일치한다. Goldman et al.(1984), Otta et al.(1999), Hancock et al.(2003) 등은 모두 여성(남성)의 연령이 증가할수록 평균 결혼연령차가 감소(증가)하는 현상을 확인한 바 있다.
- 12) 모형(1)에서 남성 소득의 계수 추정값은 여성 소득보다 훨씬 크다. 즉 소득수준이 여성연상혼에 미치는 효과가 남녀별로 상이할 뿐만 아니라, 그 크기도 상당히 차이가 난다. 결혼과 관련된 경제적 요인에 있어서 남성과 여성 간 차이가 발견되는 현상은 기존연구에서도 관찰된다. 예를 들어, 은기수(1999)에 따르면 남성의 경제활동상태는 결혼시기에 유의한 영향을 미치지만 여성의 경우에는 결혼시기로부터 멀리 떨어진 과거 활동이 결혼시기에 그렇게 유의미한 영향을 미치지 않았다.

3. 다항로짓모형의 추정결과

〈표 10〉은 다항로짓모형을 〈표 9〉의 모형(2)에 적용해 추정한 결과를 보여주고 있다. 〈표 9〉에서와 마찬가지로, 〈표 9〉의 모형(1)과 (3)을 다항로짓모형을 사용해 추정한 결과도 소득변수를 제외할 경우에 〈표 10〉과 거의 차이가 없었다. 〈표 10〉에서 볼 수 있듯이, 여성연상혼의 경우에 다항로짓모형을 적용한 추정 계수값은 연도별 더미변수를 제외하면 로짓모형을 적용한 경우와 비교해 부호나 통계적 유의성은 변하지 않았고 크기만 조금씩 변하였다. 다항로짓모형의 회귀계수는 여성연상혼을 남성연상혼과 비교한 로짓모형의 모수로 간주할 수 있기 때문에 〈표 9〉에 대한 해석결과는 그대로 〈표 10〉에 적용할 수 있다. 따라서 별도의 설명이 요구되지 않는다. 다만 다항로짓모형에서 각 설명변수의 한계효과는 동갑혼의 선택확률 및 계수 추정값에도 영향을 받기 때문에 로짓모형과 달라질 수 있다. 식(3)에 따라 평균한계효과를 여성연상혼의 경우에 대해 계산해보면, 남녀 소득차이의 평균한계효과는 -0.007로서 로짓모형과 비교해 거의 변하지 않았다. 즉 남성의 소득이 여성보다 100만원 더 적을 경우에 여성연상혼 확률은 0.7% 증가하였다. 남성 소득, 여성 소득, 남녀 소득합계 세 소득변수의 평균한계효과도 -0.013, 0.002, -0.005로서 계수 추정값과 같은 부호를 갖고 있어 비슷하게 해석할 수 있다.

〈표 10〉에서 특별히 주목되는 점은 남녀 동갑혼에 대한 추정결과이다. 남녀 동갑혼의 추정결과는 남녀 동갑혼을 남성연상혼과 비교한 로짓모형의 모수로 간주할 수 있어, 여성연상혼과 동일한 방법으로 추정 계수값을 해석할 수 있다. 따라서 여기서는 남녀 동갑혼과 여성연상혼 간 계수 추정값이 달라지는 경우에 주로 초점을 맞추어 설명하기로 한다. 동갑혼이 상대적으로 많이 선택된 지역은 여성연상혼과는 약간 차이가 났다. 여성의 주소지를 기준으로 할 경우에는 여성연상혼 확률은 수도권→강원권→제주권→충청권→호남권→영남권 순으로 높았지만, 동갑혼은 수도권→제주권→충청권→강원권→영남권→호남권 순으로 높았다. 상대적으로 보수성향이 강한 농촌지역이 많이 소재한 호남과 영남지역에서 여성연상혼 확률과 동갑혼 확률이 모두 상대적으로 가장 낮았다는 점은 상식과도 부합하는 것으로 판단된다.

여성연상혼과는 달리, 교육수준 차이 더미변수(1)의 계수 추정값이 -0.035로서 음의 부호를 갖고 있어, 남녀 교육수준이 동일한 경우에는 동갑혼 선택확률이 남성연상혼과 비교해 감소하는 것으로 나타났다. 여성 결혼종류 더미변수의 계수 추정값도 -0.155로 음수이어서, 여성이 재혼인 경우 동갑혼이 오히려 감소

하였다는 사실이 확인된다. 이는 남녀 교육수준이 동일한 경우와 여성이 재혼인 경우에 남성과 여성이 여성연상혼과 동갑혼을 연령에 기반한 순차적 선택대안이 아니라 별개의 선택대안으로 간주하고 있음을 의미한다. 마지막으로, 동갑혼 회귀방정식에서 남녀 소득차이의 계수 추정값은 -0.096으로 여성연상혼의 경우보다 크다. 남녀 소득차이의 평균한계효과를 계산해 보더라도 동갑혼의 경우가 -0.010으로 여성연상혼의 -0.007보다 크다. 즉 다른 변수를 통제할 경우에 남녀 소득차이는 남성연상혼과 비교해 여성연상혼보다 남녀 동갑혼을 더 많이 감소시켰던 것으로 보인다.

<표 10> 다항로짓모형 추정결과

	남녀 동갑혼		여성연상혼	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
2005년 더미변수	0.037 ***	0.008	0.004	0.009
2006년 더미변수	0.072 ***	0.008	0.018 **	0.009
2007년 더미변수	0.087 ***	0.009	-0.007	0.009
남성 주소지 더미변수(1)	0.111 ***	0.028	0.147 ***	0.029
남성 주소지 더미변수(2)	0.115 ***	0.016	0.175 ***	0.017
남성 주소지 더미변수(3)	0.053 ***	0.019	0.137 ***	0.020
남성 주소지 더미변수(4)	0.130 ***	0.015	0.174 ***	0.016
남성 주소지 더미변수(5)	0.070	0.061	0.211 ***	0.064
여성 주소지 더미변수(1)	-0.134 ***	0.028	-0.109 ***	0.029
여성 주소지 더미변수(2)	-0.092 ***	0.016	-0.144 ***	0.017
여성 주소지 더미변수(3)	-0.168 ***	0.019	-0.228 ***	0.020
여성 주소지 더미변수(4)	-0.145 ***	0.015	-0.231 ***	0.016
여성 주소지 더미변수(5)	0.013	0.059	-0.129 **	0.063
여성 결혼연령	0.065 ***	0.001	0.146 ***	0.001
여성 교육수준 더미변수(1)	0.688 ***	0.021	0.972 ***	0.017
여성 교육수준 더미변수(2)	0.657 ***	0.022	0.622 ***	0.018
교육수준 차이 더미변수(1)	-0.035 ***	0.010	0.039 ***	0.010
교육수준 차이 더미변수(2)	0.038 ***	0.014	0.346 ***	0.014
남성 결혼종류 더미변수	-1.198 ***	0.016	-2.049 ***	0.015
여성 결혼종류 더미변수	-0.155 ***	0.014	0.287 ***	0.012
남녀 소득차이	-0.096 ***	0.003	-0.082 ***	0.003
상수항	-3.831 ***	0.033	-6.485 ***	0.031
LR 카이제곱	76,226.50***			

주: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

V. 결론

본 연구는 2004~2007년도 혼인통계에 관한 통계청의 마이크로데이터서비스 시스템 원자료를 사용해 지역, 교육수준, 직종, 결혼종류 등 각 항목별로 남녀 결혼연령차 및 여성연상혼 현황을 분석하였고, 이 현황분석 결과를 토대로 여성연상혼에 영향을 미친 결정요인을 살펴보았다. 특히 경제적 요인(소득변수)이 여성연상혼에 미친 한계효과를 로짓모형과 다항로짓모형을 활용해 추정하였다.

본 연구의 분석결과에 따르면, 여성연상혼은 여성의 교육수준이나 직종 자체보다는 남녀의 교육수준 차이나 소득차이와 더 큰 관련성을 갖고 있는 것으로 나타났다. 즉 여성연상혼은 여성의 교육수준과 직종(소득)이 남성보다 우월할 때 더 많이 발생하였다. 남성이 재혼인 경우에는 여성연상혼 확률이 감소하였고 여성이 재혼인 경우에는 여성연상혼 확률이 증가하였다. 남녀 소득차이의 평균한계효과는 로짓모형과 다항로짓모형에서 모두 -0.007 로 계산되었다. 즉 남성의 소득이 여성보다 100만원 더 적을 경우에 여성연상혼 확률은 0.7% 가량 증가하였다. 한편 동갑혼 선택확률의 결정요인은 여성연상혼과 비교해 약간 차이가 났다. 예를 들어, 여성연상혼과는 달리 남녀 교육수준이 동일한 경우에 동갑혼 선택확률이 남성연상혼과 비교해 감소하였으며 여성이 재혼인 경우에도 동갑혼이 감소하였다.

본 연구는 그간 일반 대중매체를 통해서 종종 논의되었던 사회적 관심문제를 과학적 분석방법을 통해 규명해보았다는 점에서 의의가 있다. 본 연구의 분석 결과를 통해 우리 사회가 여성연상혼에 대해 갖고 있는 몇 가지 일반적 인식이 사실이 아닐 수 있다는 점을 밝혔다. 또한 여성연상혼에도 소득수준이라는 경제적 요인이 작동하고 있다는 사실을 규명하였다. Becker의 연구 이후 경제학 분야에서 가족과 결혼에 대한 관심은 꾸준히 지속되어왔다. 하지만 최근까지도 우리나라에서 가족과 결혼, 특히 결혼연령에 대한 연구는 주로 사회학, 인구학, 여성학 등에 국한되어 수행되어왔다고 해도 과언이 아니다. 본 연구는 타 사회과학 분야의 중요 연구주제에 대해 경제학적 접근방법을 적용한 학제간 연구라는 점에서 경제학과 타 인문·사회과학 간의 학문적 교류를 도모한다는 의의도 갖고 있다.

본 연구의 가설과 실증분석 결과에 따르면 결혼시장에 진입한 남성과 여성은 결혼 상대방의 연령, 교육수준, 소득수준 등으로부터 효용을 얻으며, 효용극대화 과정에서 결혼연령차, 소득수준 차이, 교육수준 차이 등을 서로 교환한다. 그 결

과의 하나로 여성연상혼이 발생하며 여성의 교육수준과 사회적 지위가 남성과 비교해 상대적으로 향상되면서 여성연상혼이 증가한다. 이와 같이 경제적 요인에 기초해 결혼을 분석하는 시각이 결혼이라는 복잡한 사회현상을 모두 설명할 수는 없다. 결혼을 가치관, 경험, 사랑을 공유한 남녀의 결합으로 보는 일반적 시각이 여전히 유효한 설명이 될 수도 있다. 하지만 전통적인 중매결혼이나 최근의 결혼정보회사에서 볼 수 있듯이, 결혼 후보자들이 서로의 경제적 조건을 교환하는 사례도 적지 않게 관찰된다. 다시 말해, 본 연구의 가설과 실증분석은 현실의 결혼행태를 분석하는 데에 있어 유용한 분석도구를 제시한다고 하겠다.

본 연구는 분석자료의 한계에서 비롯된 문제점을 갖고 있는 것이 사실이다. 무엇보다 본 연구는 소득변수로서 결혼 당사자의 소득수준이 아니라 직종별 월급여총액이라는 대표임금을 사용하고 있다는 점에서 측정오차 문제에서 자유롭지 못하다. 두 번째로, 본 연구는 통계청의 마이크로데이터서비스시스템 원자료에 기초하고 있어, 결혼 당사자의 결혼 의향이나 성향과 관련된 각종 변수를 고려하고 있지 못하다. 세 번째로, 여성연상혼의 증가현상에는 우리나라 결혼시장의 수요공급 상황이 반영되었을 여지도 있다. 향후에는 우리나라 결혼시장의 수요공급 상황을 고려한 결혼연령차 또는 여성연상혼에 대한 연구도 필요하다고 판단된다.

〈참고문헌〉

- 김정석 (2006) “미혼남녀의 결혼의향 비교분석” 《한국인구학》 29(1): 57-70.
- 류기철·박영화 (2009) “한국여성의 출산을 변화와 출산간격 영향요인” 《한국인구학》 32(1): 33-62.
- 박경숙·김영혜·김현숙 (2005) “남녀결혼시기 연장의 주요원인: 계층혼, 성역할 분리규범, 경제조정의 우발적 결합” 《한국인구학》 28(2): 33-62.
- 우해봉 (2009) “교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신?” 《한국인구학》 32(1): 25-50.
- 은기수 (1999) “생애과정이 결혼시기에 미치는 영향: 생애사건연쇄분석” 《한국인구학》 22(2): 47-71.
- Bagnoli, M. and T. Bergstrom (1993) “Courtship as a Waiting Game” *Journal of Political Economy* 100: 185-202.
- Becker, G. S. (1973) “A Theory of Marriage: Part I” *Journal of Political*

- Economy* 81: 813-846.
- _____ (1974) "A Theory of Marriage: Part II" *Journal of Political Economy* 82: S11-S26.
- _____ (1981) *A Treatise on the Family* Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Ben-Porath, Y. (1982) "Economics and the Family-Match or Mismatch? A Review of Becker's A Treatise on the Family" *Journal of Economic Literature* 20(1): 52-64.
- Bergstrom, T. and R. F. Schoeni (1996) "Income Prospects and Age-at-Marriage" *Journal of Population Economics* 9(2): 115-130.
- Bhrolcháin, M. N. (1992) "Age Difference Asymmetry and a Two-Sex Perspective" *European Journal of Population* 8(1): 23-45.
- _____ (2005) "The Age Difference at Marriage in England and Wales: A Century of Patterns and Trends" *Population Trends* (National Statistics), 120(Summer 2005): 7-14.
- Bytheway, W. R. (1981) "The Variation with Age of Age Differences in Marriage" *Journal of Marriage and the Family* 43(4): 923-927.
- Casterline, J. B., Williams, L. and P. McDonald (1986) "The Age Difference Between Spouses: Variations among Developing Countries" *Population Studies* 40: 353-374.
- Friedman, D. D. (1992) *Price Theory: An Intermediate Text* South-Western Educational Publishing, Chapter 12.
- Goldman, N., Westoff, C. F. and C. Hammerslough (1984) "Demography of the Marriage Market in the United States" *Population Index* 50(1): 5-25.
- Hancock, R., Stuchbury, R. and C. Tomassini (2003) "Changes in the Distribution of Marital Age Differences in England and Wales, 1963 to 1998" *Population Trends* (National Statistics) 114(Winter 2003): 19-25
- Hannan, M. T. (1982) "Families, Markets, and Social Structures: An Essay on Becker's A Treatise on the Family" *Journal of Economic Literature* 20(1): 65-72.
- Keeley, M. (1977) "The Economics of Family Formation" *Economic Inquiry* 15: 238-250.
- Oppenheimer, V. K. (1988) "A Theory of Marriage Timing" *American Journal of*

Sociology 94(3): 563-591.

Otta, E., da Silva Queiroz, R., de Sousa Campo, L., da Silva, M. W. D. and M. T. Silveira (1999) "Age Differences Between Spouses in a Brazilian Marriage Sample" *Evolution and Human Behavior* 20(2): 99-103.

Sassler, S. and R. Schoen (1999) "The Effect of Attitudes and Economic Activity on Marriage" *Journal of Marriage and the Family* 61(1): 147-159.

Sweeney, M. M. (2002) "Two Decades of Family Change: The Shifting Economic Foundations of Marriage" *American Sociological Review* 67(1): 132-147.

Willis, R. J. (1987) "What Have We Learned from the Economics of the Family?" *American Economic Review* 77(2): 68-81.

Xie, Y., Raymo, J. M., Goyette, K. and A. Thornton (2003) "Economic Potential and Entry into Marriage and Cohabitation" *Demography* 40(2): 351-367.

Vella, F. and S. Collins (1990) "The Value of Youth: Equalizing Age Differentials in Marriage" *Applied Economics* 22: 359-373.

Wife-older Marriage and Economic Factors : Empirical Analysis

Nakil Sung · Donghyuk Jo

This study examines difference in age at marriage between spouses and more importantly, investigates into the economic and social factors affecting the ratio or probability of wife-older marriages. Empirical analysis is carried out by applying both logit model and multinomial logit model to an independently pooled cross-section over 2004-2007. The data was collected mainly from the micro data service system of the Statistics Korea. Empirical results indicate that a wife-older marriage was more likely as a wife was more educated and was a larger income earner than a husband. On the other hand, a wife's educational and income level themselves had few systematic relationships with the probability of a wife-older marriage. The probability of a wife-older marriage tended to decrease(increase) when a husband's(a wife's) marriage was the second, The study calculates the average marginal effect of difference in the income level between spouses on the probability of a wife-older marriage, which is -0.007. That is, the probability of a wife-older marriage increases by 0.7% as a husband's income level is 1 million Korean Won less than a wife's. This results presents empirical evidence against widely distributed misconception on wife-older marriage in the mass media.

Key Words: Marriage, Marriage age, Wife-older marriage, Logit model, Multinomial logit model