

## 우리나라 동향결혼의 변화추세와 결정요인: 실증분석<sup>\*</sup>

조동혁\*\* · 박선권\*\*\* · 성낙일\*\*\*\*

우리나라에서 '동향'은 배우자의 선택에서 주요 요인의 하나이다. 본 연구는 1993년~2009년 기간의 통계청 혼인통계자료를 사용해 우리나라 동향결혼의 변동추세와 현황을 분석하고 이를 토대로 동향결혼 선택확률에 영향을 미친 각종 요인을 고찰하는 데에 목적이 있다. 본 연구의 분석결과에 따르면, 우리나라에서 동향결혼은 여전히 큰 부분을 차지하고 있지만 시간이 지나면서 점차 줄어들고 있다. 또한 동향결혼은 해당 지역에서의 인구이동 및 구성에 의해서도 영향을 받았다. 특히 수도권으로의 인구유입은 타향출신의 결혼 후보자를 접할 기회를 증가시켜 동향결혼 비율의 감소를 가져왔다. 또한 자신과 비교해 결혼 상대자의 소득이 더 커질수록 동향결혼을 선택할 가능성은 감소했다. 이는 배우자의 선택에서 동향요인이 약화되고 있는 데에는 경제적 요인도 작동하고 있었음을 의미한다. 본 연구는 방대한 원시자료에 기초해 우리나라의 동향결혼 현상을 실증적 관점에서 규명한 최초의 연구라는 점에서 의의가 있다.

**핵심단어:** 결혼, 동향결혼, 마이크로데이터, 프로빗모형

### I. 서론

'동향'은 배우자의 선택에서 주요 요인의 하나이다. 동향 출신자에 대한 선호는 물리적·심리학적 근접성이나 유사성이 개인 간 매력을 유도하는 주요 요인이라는 근접효과(propinquity effect)에 의한 것으로 해석될 수 있다(Festinger, Schachter and Back, 1950). 배우자 선택과 관련된 논의들에서 이러한 근접성이나 유사성은 포괄적인 사회적 공간을 뜻하는 것으로 이해되어 왔다. 과거 개인이나 그 가족이 결혼을 통해 정치적·경제적·사회적 지위를 확대, 고양, 보존

<sup>\*</sup> 이 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF-2010-330-B00073)

<sup>\*\*</sup> 서울시립대학교 대학원 경제학과 | tolerance2u@uos.ac.kr

<sup>\*\*\*</sup> 서울시립대학교 경제학부 연구교수 | skpark2011@naver.com

<sup>\*\*\*\*</sup> 서울시립대학교 경제학부 교수(교신기자) | nisung@uos.ac.kr

하려고 노력하는 과정에서 동향요인은 자연히 배우자의 선택에도 영향을 미쳤다고 하겠다.

이러한 동향요인에 의한 배우자 선택에 변화를 가져왔던 것은 합리화와 산업화로 대표되는 근대화였다. 근대화에 따라 배우자 선택은 가족이나 친족의 영향력 보다는 개인의 합리적 의사에 의해 좌우되는 사안으로 변화하기 시작했다(Goode, 1970). 최근에는 대다수 선진국에서 타향출신자 간의 결혼이 일반화되어 왔으며, 심지어 국적을 초월한 결혼형태도 많이 관찰된다. 미국뿐만 아니라, 유럽연합(EU: European Union) 내 회원국들에서도 배우자의 선택요인으로서 고향이나 국적은 중요성을 점차 상실하고 있는 실정이다.

그렇지만 이러한 일반적인 추세에도 불구하고, 우리나라에서 동향결혼이 여전히 중요한 배우자 선택요인으로 남아있다는 점은 주목할 만하다. 몇몇 선행 연구들에 따르면, 우리나라에서 근대화 이전은 물론 근대화 시기와 최근까지도 배우자 선택에서 동향요인은 커다란 비중을 차지해 왔다. 이러한 특수성에 대해 한국사회의 고유한 지역 간 친화성과 배타성, 사회적 거리, 나아가 지역감정과 같은 정치적이고 역사적인 경험의 일상화라는 측면에서 설명하려는 시도들도 있었다. 따라서 적어도 우리 사회에서 동향결혼은 단순히 사회적 인식이나 결혼 관행의 관점에서뿐만 아니라 학문적 관점에서도 여전히 중요한 탐구과제로 남아있다고 하겠다. 하지만 그간 다양한 논의들에도 불구하고 동향결혼 그 자체를 직접적으로 다루었거나 동향결혼과 관련된 데이터를 정리하고 분석한 연구는 거의 없었다고 해도 과언이 아니다(이삼식, 1993; 김정석, 2006; 유홍준·현성민, 2010; 진미정·정혜은, 2010).

이런 맥락에서, 본 연구는 통계청이 제공하는 방대한 원시자료에 기초해 지난 20여년 간에 걸친 동향결혼의 변동추세를 분석하고, 이를 기초로 동향결혼의 선택여부에 영향을 미친 요인을 탐색하는 데에 그 목적이 있다. 본 연구는 출생지(본적지), 주소지, 교육 등과 같은 인구통계학적 요인과 함께, 남녀 소득 수준 변수를 통해 경제적 요인(또는 경제적 가치)이 동향결혼에 미친 효과에도 주목한다. 후술하는 바와 같이, 우리 사회의 근대화 과정을 통해 배우자의 선택 과정에서 경제적 가치가 갖는 중요성이 증대되었다는 점은 주지의 사실이다. 본 연구는 이와 같은 가설이 동향결혼에도 적용될 수 있는지를 검증하고자 한다. 또한 지역별 결혼시장의 특성을 나타내는 요인들도 분석과정에서 고려한다. 동향결혼 현상에 대한 실증연구는 우리나라의 사회변화와 결혼문화 간의 관계를 파악할 수 있는 중요한 단서를 제공할 것으로 기대된다.

본 연구의 실증분석은 통계청 마이크로데이터서비스시스템(mdss.kostat.go.kr)

이 제공하는 1993년~2009년<sup>1)</sup> 기간의 인구동향 혼인통계자료에 기초한다. 혼인통계자료는 혼인신고서에 기초해 구축된 원시자료에 해당하기 때문에 본 연구의 분석자료는 모집단과 동일하다는 이점을 갖고 있다. 혼인통계자료는 외국인과의 결혼이나 누락치를 가진 관측치를 제외하더라도 분석기간 중 관측치 수가 총 5,138,308개에 이를 정도로 방대하다. 이와 같이 표본자료가 아니라 원시자료에 기초하고 있다는 점이 본 연구의 특징이라고 하겠다. 이 때문에 본 연구의 분석방법은 성낙일·조동혁(2010)과 유사한 형태를 취하고 있다.

이하의 논의는 동향결혼에 대한 이론적 고찰, 동향결혼의 현황과 변화추세에 대한 개략적인 분석, 분석모형의 제시 및 분석결과에 대한 해석 순으로 진행될 것이다.

## II. 동향결혼에 대한 이론적 고찰

### 1. 이론적 배경: 배우자 선택에 있어서의 동향요인의 약화

결혼은 개인이 배우자의 특성을 고려하여 행하는 선택일 뿐만 아니라 그(그녀)가 속해 있는 가족을 비롯한 사회적 맥락에서 이루어지는 집단적인 결정이기도 하다. 다시 말해, 배우자 선택은 해당 사회의 결혼문화에 의해 조절되는(regulating) 일종의 구조화된 선택(structured choice)이다. 요컨대, 배우자 선택은 확률적으로 가능한 무작위적(random)인 것이기 보다는 작위적(non-random)인 것, 즉 선택혼(assortive marriage)의 형식으로 이루어져 왔다(Eckland, 1968; Sweet and Bumpass, 1990; Becker, 1991). 이러한 선택혼은 흔히 동질혼(homogamy)과 이질혼(heterogamy)으로 유형화된다. 전자는 지위, 계급, 젠더, 인종, 종교 등에서 서로 유사한 개인들 간의 결합이고, 후자는 그러한 요인들에서 서로 상이한 개인들 간의 결합이다. 이 중에서 특히 동질혼은 사회구조적 특성을 반영하고 있는 것으로 간주되어 오랫동안 연구자들의 주목을 받아 왔는데, 이 같은 동질혼 연구를 선도했던 사례는 통혼권(connubium)에 관한 논의들이었다.

통혼권은 본래 로마법상 혼인할 수 있는 권리를 뜻한다. 이는 로마 사회에서

1) 현재 통계청의 마이크로데이터서비스시스템은 1991년~2009년 기간에 걸친 혼인통계자료를 제공하고 있다. 본 연구에서는 직종구분의 일관성을 유지하기 위해서 1991년과 1992년 자료는 배제하고 1993년 자료부터 사용한다.

정치적이고 사회적인 시민권(citizenship)과 성원권(membership)을 내포하고 있는 포괄적인 개념이었다. 베버(Weber, M.)는 이러한 통혼권을 사회구조적 특성을 반영하는 동질혼으로 간주하면서 지위집단폐쇄(status group closure) 지표들 중의 하나로 보았다(Weber, Roth and Wittich, 1968). 베버에 따르면, 카스트 사회에서 통혼권은 지위원칙들(status principles)의 지배를 받았다. 즉 카스트 사회에서 배우자 선택은 카스트 또는 하위 카스트(sub-caste) 내에서만 일어나는 일종의 족내혼(endogamy) 형태로만 가능했다. 이것은 일상생활에서의 공생(commensalism) 규범과도 일치한다. 다시 말해, 통혼권은 직업, 종교, 마법, 거주 공간 등에서의 동질성과 일관성 있게 결합되어 있었다(Gerth and Mills, 1998: 407-411).

이처럼 전근대적 사회들에서는 동질혼이 일반적이었다. 배우자 선택의 범위는 지위, 권력, 계급과 같은 사회적·정치적·경제적 위계에 따라 제한되어 있었고, 이는 가족, 친척, 지역 공동체의 연결망을 통해 조절되고 있었다. 즉, 산업화 이전 사회에서의 결혼은 두 사람 간의 결합이라기보다는 두 가족 혹은 두 씨족 간의 결합이었다(Beck and Beck-Gernsheim, 1990: 148-149). 전근대적 생활권(living zone)을 고려할 때, 이러한 결합은 동향요인을 포괄하고 있었을 것으로 보인다.

근대화는 이러한 양상에서의 변화를 초래했다. 근대화는 출생에 의해 부여된 귀속적 지위(ascribed status)보다는 후천적인 성취에 의한 획득적 지위(achieved status)를 중시하는 방식으로 개인적 특성의 다양화를 초래했다. 특히 근대사회의 산업적 삶을 구성함에 있어 핵심적인 기준이 된 노동시장의 요구, 즉 이주노동(migratory labor)의 요구는 개인들로 하여금 전통적인 생활권을 벗어나는 계기를 제공함으로써 배우자 선택의 범위와 기회에 있어서의 확대를 가져왔다. 이것은 적어도 개념적으로는 개인의 직관에 따른 배우자 선택이 가능해졌음을 의미한다(Beck and Beck-Gernsheim, 1990: 28-31).

하지만 이와 같은 변화에도 불구하고 배우자 선택의 범주가 다양한 개인적 요인들의 승수에 비례해서 확대되거나 동질혼에서 이질혼으로의 전환이 일어난다고 단정하기는 어렵다. 오히려 베버의 통찰에 기초하여 배우자 선택에 미치는 개인의 특성들을 인종, 종교, 직업, 교육 등의 다양한 요인들로 확대하여 수행된 최근의 이론적·경험적 연구들에서도 사회적 위계나 지위가 배우자 선택에 미치는 영향은 여전히 중요한 설명력을 갖고 있는 것으로 나타났다(Merton, 1941; Becker, 1973; Johnson, 1980; Hout, 1982; Mare, 1991; Blau and Schwartz, 1997; Hall, 1998; Goode, 2007).

이와 관련하여 블라우(Blau, P.)는 배우자 선택이 언제나 사회구조적 특성을 반영하고 있다는 베버의 통찰을 재확인하면서, 사회변화에 따른 결혼의 변화를 양적으로 다루기 위한 정교한 이론적·방법론적 논의를 제공한 바 있다. 그에 따르면, 사회변화는 지속적인 분화(differentiation)를 초래하는 데, 이러한 분화의 결과로 개인들은 보다 다양해진 복수의 사회적 위치들(social positions)을 점유하게 된다. 다시 말해, 분화는 개인들이 이질성(heterogeneity)을 특징으로 하는 성, 인종, 종교, 출신지, 거주지와 같은 명목변수들과 불평등(inequality)을 특징으로 하는 연령, 소득, 재산, 교육, 권력, 사회경제적 지위 등과 같은 등급(서열) 변수들을 갖게 되는 과정이다. 블라우에 따르면, 이와 같이 사회적 위치들로 이루어진 다차원적인 공간에서의 인구분포가 곧 사회구조이며, 특정 사회적 위치를 공유하는 집단들 간의 사회적 교류(associations)는 그러한 사회구조의 특성을 반영하는 것이 된다(Blau, 1977a; 1977b).

이러한 논의는 결혼을 비롯한 집단 간 교류나 관계 형성을 양적인 측면에서 파악할 수 있게 해준다. 다시 말해, 결혼이 무작위적 선택이 아니라 작위적 선택이라고 할 때, 배우자 선택의 변화는 개인들이 점유한 사회적 위치들 간의 사회적 관계의 패턴을 분석하는 일이 된다. 이러한 접근은 결혼을 비롯한 집단 간 교류나 관계의 형성과 변화를 통해, 개인들의 고유한 속성들(attributes)이나 성벽들(dispositions)과는 무관하게, 사회구조의 특성과 변화를 살펴볼 수 있는 장점을 갖고 있다. 요컨대 배우자 선택의 요인의 변화는 한 사회적 위치를 점유한 이들과 다른 사회적 위치를 점유한 이들 간의 가변적인 결혼(교류) 확률 혹은 비율의 변화를 통해 분석될 수 있다(Blau, 1977b: 29).

이렇게 볼 때 근대사회에서의 배우자 선택 범위가 확대되었다 하더라도 그것은 개인들의 고유한 속성들이나 성벽들에 따라 가능한 모든 결합들이 아니라 사회에 의해 구조화된 개인의 선택이라는 점은 여전히 유효하다. 이것은 오늘날의 배우자 선택이 이질성과 불평등에 따라 분화된 사회적 위치들을 점유하고 있는 개인들의 전략적 행위로 일어나게 됨을 뜻한다. 다만 이러한 분화에 따라 배우자 선택에 있어 동향요인이 상대적으로 약화되고 있음을 추정하는 것은 합당한 것으로 보인다.

이상의 논의에서 볼 때, 사회변화에 따른 배우자 선택 및 동향결혼의 변화 추세는 다음과 같이 가정될 수 있다.

첫째, 사회적 근접성은 결혼을 촉진한다. 근대사회에서 결혼은 유사한 사회적 위치들을 점하고 있는 집단들 간에 촉진될 것이다. 동향요인은 그러한 복수의 사회적 위치들 중의 하나로서 여전히 남아있겠지만 그 중요성은 감소할 것이다.

둘째, 결혼은 접촉 기회들에 달려 있다. 이동에 따른 이질성의 증대와 도시화에 따른 생활권 규모(size)의 확대는 비동향요인을 갖고 있는 집단들 간의 교류 기회를 확대시킴으로써 비동향결혼을 촉진할 것이다.

셋째, 결혼은 여전히 동질적인 요인들에 근거해 행해지는 일종의 ‘효용극대화’ 행위로 간주된다. 비동향결혼의 증가는 다음과 같은 두 가지의 동질혼의 증대로 이어질 것이다. 1) 이질성이 동향집단들 간에서가 아니라 동향집단들 내에서 증대되면 될수록, 여타의 명목변수들(성, 인종, 종교, 거주지)의 동질성에 기초한 비동향결혼이 증가할 것이다. 2) 불평등이 동향집단들 간에서가 아니라 동향집단들 내에서 증대되면 될수록, 여타의 등급변수들(소득, 재산, 교육)의 동질성에 기초한 비동향결혼이 증가할 것이다.

## 2. 우리나라 동향결혼에 대한 선행연구

동향결혼이 최근의 국외연구들에서 상대적으로 주목을 받지 못했던 반면에, 우리나라에서는 전통사회와 근대사회의 통혼권, 사회변화에 따른 통혼권의 변화, 사회문제로 크게 대두되었던 지역주의 등의 관점에서 동향결혼과 관련된 연구들에서 지속적으로 수행되어 왔다.

전통사회에서의 동향결혼은 생활권을 고려할 때 일반적인 현상이었을 것으로 추정된다. 그런데 과거 이 동향결혼은 지배층의 결혼형태였던 동성동본결혼과 중첩되어 발생했기 때문에 이 두 결혼형태를 분리해 논의하기가 쉽지 않았다. 신라 시대와 고려 초기에는 근친혼과 동성혼이 지배적이었다. 법령 및 문물제도가 정비되기 시작했던 고려 문종 이후 국가주도로 4촌과 6촌간의 근친혼을 그 자녀들의 교육 및 관직 기회 제한을 통해 금지하기 시작했지만, 서민들의 경우까지 파급되었던 것은 아니었다(최재석, 1983: 2002: 213; 김영미, 1999: 43-46).

오늘날과 같은 동성불혼 족외혼의 유교적 가족제가 상민층 이상에 보편화되고 생활권에 근거한 통혼권이 재구조화된 것은 조선 중기 이후였다(최재석, 2002: 239, 250). 이러한 통혼권은 지역은 물론 가문이나 가족의 위세, 관직과 같은 지위와 직업적 신분 등과 중첩된 채 배우자 선택의 사회구조적 성격을 반영하고 있었다(한충희, 1995: 45; 김경란, 2000). 따라서 우리나라에서 동향결혼 문제는 조선중기 이후부터 설명 가능한 현상이었던 것으로 보인다.

동향결혼이 보다 직접적으로 다루어진 것은 근대화 시기였다. 근대화 초기 농촌지역의 혼인관행에 대한 한 연구에 따르면, 촌락내혼 14.6%, 면내혼 12.4%,

군내혼 31.5%, 도내혼 31.5%의 비율로 이루어지고 있어 도내혼이 전체의 90%에 이르고 있었던 것으로 나타났다. 주목할 만한 것은 1944년 이전, 1945년~1949년, 1950년~1960년, 1961년 이후로 구분한 시기별 비교에서 통혼권이 촌락이나 면에서 군이나 도로 점차 확대되는 경향에도 불구하고, 도내혼의 비율이 절대적으로 높게 유지되고 있었다는 점이다(김태영, 1973: 181).

동향결혼의 변화를 근대화의 본격화에 따른 사회변화와의 관계 속에서 분석했던 연구도 발표된 바 있다. 전국의 농촌지역을 평야지대, 산간지대, 중간지대, 도시근교로 나누어 살펴본 연구에서는 농촌의 통혼권이 1970년대를 기점으로 확대양상을 보이는 것으로 나타나 앞서의 연구들과 같은 결과를 보여주었다. 이러한 양상은 면내혼·군내혼의 감소와 타도혼의 증가라는 경향을 띠면서 1980년대에 가속화되고 있는 것으로 나타났다(한경혜·이정화, 1993: 227-229).

지역 통혼권의 변화과정을 사회계층과 성씨의 측면에서 추적한 연구에서는 상품경제의 진전에 따라 지역내혼에서 지역외혼으로 그 비율이 변화하고 있음이 밝혀졌다. 지역외혼은 대도시 상설 시장의 확대, 교통로의 발달과 확충에 따른 교역 공간 확장, 주변 지역공단의 설립, 도시와 농촌 간의 노동 공간 분화, 농업노동력의 공업노동력으로의 전환, 인근 도시를 지향하는 인구이동축의 형성 등에 따라 점증해 왔다. 전통적 위계에 의해 구조화되었던 통혼권은 현대적 생활권의 경제적·공간적 변화에 따라 다양하게 변화되어 왔으며, 지리적 거리는 더 이상 장애가 되지 않고 있다. 요컨대, 배우자 선택에 있어서 중요한 요인들은 개인의 자질, 직업, 수입, 주택 등으로 옮겨가고 있다(박성용, 1995: 386, 389; 2009: 608).

사회변화와 통혼권에 대한 선행 논의들이 도농 간의 이분법 혹은 글로컬리제이션의 영향을 받는 수동적인 지역을 관행적으로 전제해왔던 단선적인 논의였다고 지적하면서, 특정 지역의 입지(location) 특성의 변화를 주목하여 지역 통혼권의 역동적인 재구성을 파악해야 함을 적시했던 연구도 있었다. 지역적 통혼권의 변화는 인간과 자연의 관계, 인접 촌락들과의 사회적·정치적 관계라는 측면에서 복합적으로 조명될 필요가 있다. 다시 말해 배우자 선택의 범주는 인간과 자연의 관계라는 측면에서 수운을 축으로 하는 통혼권, 사회적 관계라는 측면에서 근거리 통혼권, 외부로부터의 도전에 대한 응전에서 오는 광역통혼권 등에 의해 중첩되어 왔다. 이 연구에 따르면, 첫 번째 통혼권은 근대화에 따라 급격히 희석되어 왔고, 두 번째 통혼권은 미약하게나마 지속되고 있고, 세 번째 통혼권은 상대적으로 최근에 형성되어 앞서의 두 가지 위에 중층적으로 겹쳐지고 있는 것으로 나타났다(전중환, 2005: 614, 624).

이와 같이 근대화와 산업화에 따른 통혼권의 변화와 동향결혼의 점진적 감소라는 논의와는 달리, 동향결혼이 여전히 배우자 선택의 주요 요인으로 작용하고 있다는 사실에 주목했던 연구들도 있었다. 이는 한국사회의 정치지형과 관련하여 심각한 사회문제로 대두되었던 지역주의를 다루는 과정에서 나왔다. 여기에서 동향결혼은 한국사회의 정치경제적·사회문화적 병리현상인 연고주의, 지역감정, 사회적 거리(social distance) 등과 결부되어 지속적으로 고착화된 채 유지되고 있는 전근대성 혹은 왜곡된 근대성으로 평가되고 있다.

지역 간 친화성과 배타성이라는 측면에서 지역 간 결혼의 분석을 통해 한국 지역주의의 구조를 밝힌 연구에 따르면, 1950년대부터 1980년대까지의 동향결혼, 즉 지역내 결혼(intra-regional marriage) 비율은 50년대 76%, 60년대 71%, 70년대 55%, 80년대 51%로 감소해 왔고, 지역별 인구비를 통제하면 그 비율이 제주, 전라, 경상, 충청, 강원, 경기, 서울의 순서로 높은 것으로 나타났다. 또한 서울 거주자의 인구비를 통제한 지역내 결혼 비율은 전라, 충청, 서울, 경상의 순서로 나타났고, 출신지와 거주지가 다른 이들의 인구비를 통제한 지역내 결혼 비율은 전라, 충청, 경상, 서울의 순으로 나타났다(김용학·김진혁, 1990: 74-77).

나간채(1990)는 사회적 거리 척도를 통해 지역 간의 부정적 거부감을 측정할 바 있다. 나간채(1990)는 거리감을 표현하는 영역들을 가족관계, 친구관계, 근린관계, 직업관계로 구분한 뒤 각각에 대한 지표를 가족의 배우자, 가까운 친구, 가까운 이웃, 사업의 동업자로 조작하여 분석했다. 지역별 편차는 있지만 전체적으로 46%가 여전히 타 지역 사람들에 대해 가족의 배우자는 물론 여타의 사회관계를 맺는데도 반대하는 경향이 존재하고 있는 것으로 나타났다. 주목할 만한 것은 그러한 거부감이 교육수준과 소득수준이 높은 계층에서 더욱 두드러진 경향을 보이고 있었다는 점이다(나간채, 1990: 84-87, 98).

지역주의 관점의 연구는 아니지만, Lee(2009)도 영호남 간 지역갈등이 결혼에 대한 거부감으로 연결될 수 있다는 점을 실증분석을 통해 입증하고 있다. Lee(2009)가 2002년~2006년 기간 중 특정 온라인 결혼정보서비스에 가입한 남녀에 대한 통계자료에 기초해 개별 남녀가 결혼으로부터 얻는 효용을 측정할 결과에 따르면, 동향 여부는 남녀의 효용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았지만 영호남 간 갈등은 결혼에 대한 효용을 남녀 모두 감소시킨 것으로 나타났다.

이와 같이 동향결혼을 지역주의의 측면에서 분석했던 연구들은 한국사회의 지역주의가 사회생활의 제 부문들에서 일상화되어 있음을 보여주고 있다. 다시



말해, 동향결혼의 비율이 높은 상태로 유지되고 있는 것은 지역 간 정치적·경제적 기회불균등, 차별, 편견에 대한 인식과 밀접한 상관관계를 갖고 있는 것으로 간주될 수 있다(한국심리학회, 1988; 이명진, 2001: 46-50).

우리나라의 동향결혼의 변화추세와 관련해 이상의 선행연구들을 종합해 정리하면 다음과 같다. 이 선행연구들의 요약결과는 앞 소절에서 논의한 이론적 검토결과, 즉 국외연구의 이론적 귀결점과도 거의 일치한다.

첫째, 한국사회에서의 결혼은 사회적 근접성에 달려 있다. 그러나 이러한 사회적 근접성은 동향이라는 단일 요인을 넘어서서 여타의 다양한 요인들로 이전되어 왔고, 결과적으로 동향결혼이 점진적으로 감소하고 있다. 그렇지만 한국사회에 일상화되어 왔던 특수한 지역주의가 잔존하는 정도에 따라 동향결혼비율의 유지 또는 감소 추세의 약화가 관찰된다.

둘째, 한국사회에서의 결혼은 접촉기회에 따라 변화한다. 도시화와 산업화에 따른 이동으로 생활권의 확대, 불평등 및 이질성이 증대함에 따라 비동향요인을 갖고 있는 이들의 교류기회가 확대되어 비동향결혼이 증가한다.

셋째, 한국사회에서의 동향결혼의 감소는 이질혼의 증대로 이어지는 것이 아니라 여타의 요인들에 기초한 동질혼으로 대체되고 있다. 한국사회의 급격한 분화에 따른 동향집단내에서의 이질성과 불평등의 증대로 인해 종교, 거주지, 소득, 재산, 교육 등의 사회적 위치들에서 동질성을 갖고 있는 집단들 간의 교류나 관계의 형성에 따른 결과로 비동향결혼이 증가한다고 이해할 수 있다.

### Ⅲ. 우리나라의 동향결혼의 변화추세와 현황

이 절에서는 1993년~2009년 사이의 혼인통계자료를 사용해 우리나라 동향결혼에 대한 개괄적인 분석을 시도하며, 이를 통해 우리나라 동향결혼비율에 관한 몇 가지 정형화된 관찰결과를 도출하고 이후 계량분석을 위한 연구방향을 제시하고자 한다.

#### 1. 총괄

〈표 1〉은 부부의 본적지가 동일지역인 동향결혼부부가 전체 결혼부부에서 차지하는 비율이 분석기간 중 어떻게 변화해왔는지를 보여주고 있다. 우리나라

의 특수한 환경을 고려해 본 연구는 동향결혼은 16개 시도를 기준으로 한 경우와 6개 권역을 기준으로 한 경우로 나누어 분석한다. 여기서 6개 권역은 수도권(서울·인천·경기), 강원권, 충청권(대전·충북·충남), 호남권(광주·전북·전남), 영남권(부산·대구·울산·경북·경남) 및 제주권으로 정의한다. <표 1>에 따르면, 분석기간 중 전체의 57.73%의 부부가 동일한 권역 출신이며, 시도 단위 기준으로는 전체의 36.82%의 부부가 동일한 시도 출신이었다. 우리나라에서 동향으로 흔히 인식되는 권역 기준으로 산정할 때, 동향결혼비율은 절반을 훨씬 상회하고 있다. 이는 우리나라의 특수성으로 인해 동향요인이 배우자 선택에서 여전히 중요한 기준으로 남아있다는 앞서의 논의를 확인해준다고 하겠다. 한편 전체 기간을 4개 구간으로 나누어보면 시간의 흐름에 따라 동향결혼비율이 점차 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. 1993년~1997년 구간에 비해 2006년~2009년 구간에서 6개 권역 기준으로는 6.3% 가량, 16개 시도 기준으로는 7.4% 가량 동향결혼비율이 감소했다.

<표 1> 전체 동향결혼비율 변동추세

|                | 전체기간      | 기간별       |           |           |           |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                |           | 1993~1997 | 1998~2001 | 2002~2005 | 2006~2009 |
| 전체 결혼부부 수      | 5,138,308 | 1,848,185 | 1,259,975 | 1,035,597 | 994,551   |
| 동향결혼<br>비율 (%) |           |           |           |           |           |
| 6개 권역 기준       | 57.73     | 60.06     | 58.85     | 55.98     | 53.78     |
| 16개 시도 기준      | 36.82     | 39.70     | 37.84     | 34.79     | 32.27     |

주: 이 표에서 동향결혼비율은 '남녀의 본적지(권역 또는 시도)가 동일한 부부 수'를 '전체 부부 수'로 나누어 계산한다.

## 2. 본적지별 동향결혼 분석

<표 2>는 남성의 본적지(권역)를 기준으로 한 동향결혼비율의 변동추세를 보여주고 있다.<sup>2)</sup> <표 2>에서 가장 주목되는 사실은 영남권 본적지의 동향결혼비율이 가장 높았다는 점이다. 분석기간 중 70%가 넘는 영남권 출생자들이 동향출신의 배우자와 결혼했다. 그 다음으로는 제주권→호남권→수도권→충청권

<sup>2)</sup> 남성과 여성의 본적지 중 무엇을 기준으로 하든지 동향결혼비율의 변동추세에서 별다른 차이가 발견되지 않는다. 이와 같은 현상은 본 연구의 여타 분석에서도 대체로 관찰되었다. 따라서 이하에서는 지면의 효율적 활용 차원에서 주로 남성의 인구통계학적 특성을 기준으로 동향결혼 추세를 보고하고 설명하기로 한다.

→강원권의 순서로 동향결혼비율이 높았다. 동향결혼비율이 가장 높은 영남권은 가장 낮은 강원권보다 두 배 가량 높은 동향결혼비율을 보였으며, 본적지(권역) 간 동향결혼비율에도 큰 차이가 있었다. 분석기간을 4개 구간으로 나누어 보았을 때는 모든 권역에서 시간이 경과할수록 동향결혼비율이 줄어들었음을 쉽게 확인할 수 있다.

<표 2> 남성 본적지(권역) 기준 동향결혼비율 변동추세

(단위: %)

|       | 전체 기간 | 기간별       |           |           |           |
|-------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|       |       | 1993~1997 | 1998~2001 | 2002~2005 | 2006~2009 |
| 전체 지역 | 57.73 | 60.06     | 58.85     | 55.98     | 53.78     |
| 수도권   | 51.52 | 52.44     | 52.78     | 50.84     | 48.96     |
| 강원권   | 35.88 | 37.74     | 37.35     | 34.50     | 31.66     |
| 충청권   | 45.35 | 47.52     | 46.76     | 43.79     | 41.23     |
| 호남권   | 58.78 | 63.03     | 59.62     | 55.77     | 52.49     |
| 영남권   | 71.56 | 73.98     | 72.63     | 69.69     | 67.75     |
| 제주권   | 61.55 | 64.98     | 63.41     | 59.56     | 54.38     |

주: 이 표에서 동향결혼비율은 남성의 본적지가 해당권역인 부부 중에서 남녀 모두의 본적지가 그 권역인 부부의 비율로 측정한다. 예를 들어, 수도권 동향결혼비율은 '남녀의 본적지가 모두 수도권인 부부 수'를 '남성의 본적지가 수도권인 부부 수'로 나누어 계산한다.

<표 3>은 남성의 시도별 본적지를 기준으로 한 동향결혼비율을 보여주고 있다. <표 2>는 본적지를 6개 권역으로 나누어 계산한 반면 <표 3>은 16개 시도로 나누어 살펴보았다는 점에서 차이가 있다. <표 3>을 살펴보면 제주 출신의 동향결혼비율이 61.55%로 가장 높으며 광주 출신의 동향결혼비율이 22.51%로 가장 낮았다. 대다수 시도 기준 본적지별로 동향결혼비율은 시간이 지나면서 감소하는 추세를 보이고 있다. <표 3>에서 주목되는 사실은 6개 권역 기준과는 달리 영남권의 광역시에 해당하는 부산, 대구, 울산의 동향결혼비율이 평균보다도 오히려 낮았다는 점이다. 호남권에 속하는 광주의 16개 시도 기준 동향결혼비율도 호남권 전체의 동향결혼비율보다 상당히 낮게 나타났다. 이와 같은 결과는 광역권역 내에서 광역시와 주변 지역 간의 결혼이 비교적 활발하게 이루어졌음을 의미한다. 또한 우리나라 동향결혼에 대한 분석에 있어서 동향을 시도 기준보다는 광역권역 기준으로 정의하는 것이 보다 적절함을 시사한다. 따라서 이하에서는 특별한 언급이 없는 한 6개 권역별 본적지를 기준으로 동향결혼을 분석하기로 한다.

&lt;표 3&gt; 남성 본적지(시도) 기준 동향결혼비율 변동추세

(단위: %)

|       | 전체 기간 | 기간별       |           |           |           |
|-------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|       |       | 1993~1997 | 1998~2001 | 2002~2005 | 2006~2009 |
| 전체 지역 | 36.82 | 39.70     | 37.84     | 34.79     | 32.27     |
| 서울    | 33.60 | 35.50     | 34.78     | 32.26     | 30.03     |
| 인천    | 27.73 | 28.74     | 29.78     | 26.84     | 24.36     |
| 경기    | 30.07 | 31.19     | 31.16     | 29.28     | 27.49     |
| 강원    | 35.88 | 37.74     | 37.35     | 34.50     | 31.66     |
| 대전    | 23.90 | 25.67     | 25.53     | 22.35     | 20.35     |
| 충남    | 31.60 | 34.32     | 32.67     | 29.77     | 27.18     |
| 충북    | 32.07 | 33.93     | 33.52     | 30.35     | 28.46     |
| 광주    | 22.51 | 23.99     | 23.46     | 21.49     | 19.56     |
| 전남    | 44.16 | 47.97     | 44.99     | 41.18     | 38.58     |
| 전북    | 43.85 | 47.61     | 45.06     | 41.62     | 37.38     |
| 부산    | 32.52 | 34.01     | 34.50     | 31.58     | 28.31     |
| 대구    | 24.39 | 25.07     | 25.85     | 23.75     | 22.00     |
| 울산    | 27.01 | 30.16     | 29.04     | 26.82     | 24.23     |
| 경남    | 45.80 | 49.80     | 46.21     | 42.80     | 40.44     |
| 경북    | 41.88 | 45.67     | 42.77     | 39.08     | 36.52     |
| 제주    | 61.55 | 64.98     | 63.41     | 59.56     | 54.38     |

주: 시도 기준 동향결혼비율은 남성의 본적지가 해당 시도인 부부 중에서 남녀 모두의 본적지가 그 시도인 부부의 비율로 측정한다. 예를 들어, 서울 동향결혼비율은 '남녀의 본적지가 모두 서울인 부부 수'를 '남성의 본적지가 서울인 부부 수'로 나누어 계산한다.

### 3. 주소지별 동향결혼 분석

<표 4>는 남성의 결혼 당시 주소지에 따른 동향결혼비율의 차이와 변동추세를 보여주고 있다. 예를 들어, <표 4>에서 수도권 전체 동향결혼비율은 결혼 당시 남성의 주소지가 수도권인 부부를 대상으로 남녀의 본적지(권역)가 동일한 부부가 차지하는 비중으로 정의한다. <표 4>를 <표 2>와 비교하면, 수도권에서만 동향결혼비율이 줄어들었을 뿐 다른 권역에서는 모두 동향결혼비율이 커졌음을 확인할 수 있다. 특히 호남권의 동향결혼비율이 가장 큰데 그 중 광주는 분석기간 중 그 값이 87.09%에 달하고 있다. 즉 남성이 광주에 주소지를 둔 부부 100쌍 중 87쌍이 남녀의 본적지가 동일권역인 동향결혼이었다. 본적지가 호남권인 어떤 남성이 호남권에 거주했을 때에 동향결혼을 선택할 확률이

다른 지역에 거주했을 때보다 훨씬 커졌다는 것이다. 이와 같은 관찰은 결혼 당사자인 남녀의 소재 지역이 동향결혼의 선택에 매우 큰 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

<표 4> 남성 주소지 기준 동향결혼비율 변동추세

(단위: %)

|          | 전체 기간 | 기간별       |           |           |           |
|----------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|          |       | 1993~1997 | 1998~2001 | 2002~2005 | 2006~2009 |
| 전체 지역    | 57.73 | 60.06     | 58.85     | 55.98     | 53.78     |
| 전체       | 41.71 | 43.70     | 42.73     | 40.57     | 38.23     |
| 수도권      | 40.73 | 42.82     | 41.65     | 39.32     | 36.86     |
| 인천       | 43.91 | 45.72     | 45.01     | 42.69     | 40.45     |
| 중소도시     | 41.59 | 43.12     | 42.87     | 41.16     | 38.84     |
| 농촌       | 50.26 | 50.62     | 49.81     | 49.54     | 48.70     |
| 강원권      | 55.11 | 56.44     | 56.17     | 53.59     | 52.41     |
| 중소도시     | 56.18 | 58.11     | 56.80     | 54.37     | 53.71     |
| 농촌       | 52.34 | 53.13     | 54.29     | 51.15     | 48.19     |
| 충청권      | 60.22 | 62.95     | 61.66     | 58.90     | 55.10     |
| 대전       | 60.95 | 63.86     | 62.21     | 59.21     | 56.37     |
| 중소도시     | 59.08 | 62.51     | 60.55     | 58.06     | 53.77     |
| 농촌       | 61.33 | 62.66     | 63.06     | 60.28     | 56.41     |
| 호남권      | 80.81 | 81.27     | 81.98     | 80.30     | 78.66     |
| 광주       | 87.09 | 88.31     | 87.73     | 86.17     | 84.98     |
| 중소도시     | 78.77 | 79.93     | 79.68     | 78.20     | 75.80     |
| 농촌       | 77.68 | 77.49     | 79.70     | 77.04     | 75.76     |
| 영남권      | 79.29 | 80.00     | 80.11     | 78.85     | 77.23     |
| 부산·대구·울산 | 78.64 | 78.96     | 79.23     | 78.57     | 77.22     |
| 중소도시     | 79.62 | 80.63     | 80.85     | 79.11     | 77.03     |
| 농촌       | 81.78 | 82.54     | 83.03     | 79.71     | 78.54     |
| 제주권      | 68.19 | 70.79     | 68.60     | 66.40     | 64.05     |

주: (1) 이 표에서 동향결혼비율은 남성의 주소지가 해당 지역인 부부 중에서 남녀 본적지(권역)가 동일한 부부의 비율로 측정한다. 예를 들어, 서울 동향결혼비율은 '남성의 주소지가 서울이고 남녀의 본적지가 동일한 부부 수'를 '남성의 주소지가 서울인 부부 수'로 나누어 계산한다.  
 (2) 중소도시는 특별시와 광역시를 제외한 시 지역, 농촌은 군 지역으로 정의한다.

<표 4>는 각 권역을 지역특성에 따라 대도시(특별시 및 광역시), 중소도시, 농촌지역으로 구분해 동향결혼을 계산한 결과도 제시하고 있다. <표 4>를 살펴보면, 대도시-중소도시-농촌으로 구분한 지역특성별로는 동향결혼비율에 있어서 뚜렷한 패턴이 관찰되지 않는다. 농촌지역이 도시지역과 비교해 동향결혼비율이 높지 않았다는 관찰결과는 우리나라에서 동향결혼이 도시와 농촌 구분 이외의 요인에 의해 보다 많이 영향을 받았을 가능성을 시사한다.

〈표 5〉는 남성의 주소지가 서울인 경우만 추출해 본적지(권역)별로 동향결혼비율이 어떻게 변했는지를 제시하고 있다. 〈표 5〉에 따르면, 수도권에서 남성 본적지가 영남권이나 호남권인 부부의 동향결혼비율이 수도권 출생 남성의 동향결혼비율보다 상당히 낮았음을 확인할 수 있다. 이 관찰결과를 앞서의 결과와 종합해 볼 때 중요한 시사점 하나를 유추할 수 있다. 〈표 2〉에서 영남권과 호남권을 본적지로 둔 남성의 전국적 동향결혼비율이 타 권역 본적지 남성보다 높게 나타난 결과는 영남권과 호남권에 거주하는 해당 권역 본적지 남성의 동향결혼이 많았기 때문이라는 것이다. 영남권과 호남권에 거주하는 해당 권역 본적지 남성의 관점에서 결혼 상대자로 선택할 수 있는 타향출신의 여성이 상대적으로 적다는 점이 동향결혼 선택확률을 높이는 요인이 되었다고 볼 수 있다. 반면에 인구 유동성이 가장 높은 서울에 거주하는 영남권과 호남권 본적지 남성은 타향출신의 여성을 만날 기회에 보다 많이 노출되며 그만큼 타향출신의 여성과 결혼할 가능성도 높아졌다고 추론할 수 있다. 이는 우리나라에서 동향결혼의 선택이 인구의 이동 및 구성에 의해서도 좌우된다는 사실을 확인해 준다고 하겠다.

〈표 5〉 서울 거주 남성/남성 본적지(권역) 기준 동향결혼비율 변동추세

|                | 전체 기간     | 기간별       |           |           |           |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                |           | 1993~1997 | 1998~2001 | 2002~2005 | 2006~2009 |
| 서울 결혼부부 수      | 1,239,528 | 461,387   | 299,653   | 249,477   | 229,011   |
| 서울 전체 동향결혼 (%) | 40.73     | 42.82     | 41.65     | 39.32     | 36.86     |
| 수도권 출생 동향결혼    | 52.00     | 53.02     | 53.37     | 51.00     | 49.02     |
| 강원권 출생 동향결혼    | 15.32     | 16.58     | 15.74     | 14.73     | 12.76     |
| 충청권 출생 동향결혼    | 23.00     | 25.14     | 23.32     | 21.58     | 19.81     |
| 호남권 출생 동향결혼    | 37.72     | 43.26     | 37.47     | 33.86     | 30.15     |
| 영남권 출생 동향결혼    | 32.23     | 32.48     | 32.19     | 32.53     | 31.59     |
| 제주권 출생 동향결혼    | 25.81     | 29.13     | 26.27     | 25.70     | 19.99     |

주: 이 표에서 동향결혼비율은 남성 주소지가 서울이고 남성 본적지가 해당 권역인 부부 중에서 여성 본적지도 그 권역인 부부의 비율로 측정한다. 예를 들어, 수도권 출생 동향결혼비율은 남성의 주소지가 서울이고 남녀 모두 본적지가 수도권인 부부 수를 '남성의 주소지가 서울이고 본적지가 수도권인 부부 수'로 나누어 계산한다.

#### 4. 교육수준별 동향결혼 분석

〈표 6〉은 남녀의 교육수준에 따른 동향결혼비율을 제시하고 있다. 〈표 6〉에서 쉽게 관찰할 수 있듯이, 전체 분석기간 중에는 남녀 모두 교육수준이 높을수록 동향결혼비율이 높았다. 하지만 기간별로 나누어 살펴보면 약간 상이한

현상이 관찰된다. 남녀 모두 교육수준이 고졸과 대졸 이상인 경우에는 시간이 경과하면서 동향결혼비율이 감소했으며, 특히 대졸 이상 남성의 동향결혼비율은 대폭 감소했다. 가장 최근에 해당하는 2006년~2009년 구간에서 대졸 이상 남성의 동향결혼비율은 53.71%로서 중졸 이하의 남성보다 상당히 낮았고 고졸 남성과도 큰 차이가 없었다. 한편 중졸 이하의 교육수준을 가진 남녀의 동향결혼비율은 시간이 경과하면서 증가하고 있지만 그 증가폭은 크지 않았다. 이와 같은 관찰결과를 종합하면, 우리나라에서 1990년대만 하더라도 교육수준별로 동향결혼에 대한 선호(또는 인식) 차이가 존재했지만, 최근에는 그 선호 또는 인식차가 많이 축소되었다.<sup>3)</sup> 무엇보다 대졸 이상의 남녀에서 타향출신과의 결혼에 대한 거부감이 상당히 축소된 것으로 보인다.

<표 6> 남녀 교육수준 기준 동향결혼비율 변동추세

(단위: %)

|            |       | 전체 기간 | 기간별       |           |           |           |
|------------|-------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|            |       |       | 1993~1997 | 1998~2001 | 2002~2005 | 2006~2009 |
| 전체 수준      |       | 57.73 | 60.06     | 58.85     | 55.98     | 53.78     |
| 남성<br>교육수준 | 중졸 이하 | 55.62 | 55.00     | 55.97     | 56.17     | 56.71     |
|            | 고졸    | 57.43 | 59.06     | 58.17     | 55.43     | 53.58     |
|            | 대졸 이상 | 58.24 | 62.29     | 59.91     | 56.29     | 53.71     |
| 여성<br>교육수준 | 중졸 이하 | 55.99 | 55.08     | 56.32     | 56.93     | 57.67     |
|            | 고졸    | 57.40 | 59.37     | 57.89     | 54.84     | 52.73     |
|            | 대졸 이상 | 58.35 | 62.93     | 60.48     | 56.69     | 54.08     |

주: 이 표에서 동향결혼비율은 남성(여성)의 교육수준이 해당 학력인 부부 중에서 남녀 본적지(권역)가 동일한 부부의 비율로 측정한다. 예를 들어, 남성 교육수준 중졸이하 동향결혼비율은 '남성의 교육수준이 중졸이하이고 남녀의 본적지(권역)가 동일한 부부 수'를 '남성의 교육수준이 중졸이하인 부부 수'로 나누어 계산한다.

### 5. 결혼종류별 동향결혼비율 분석

<표 7>은 남녀의 결혼종류(초혼 또는 재혼)에 따른 동향결혼비율을 보여주고 있다. <표 7>에 따르면, 전체 분석기간 중 남녀 모두 초혼에 비해 재혼의 경우가 동향결혼비율이 다소 더 높은 것으로 나타났다. 기간별로 구분해 살펴보면 재혼인 경우의 동향결혼비율은 큰 변동이 없는 반면 초혼인 경우의 동향결혼비율은 꾸준히 감소했음을 확인할 수 있다. 예를 들어, 초혼인 남성의 동향

3) 이와 같은 관찰은 1990년에 발표된 선행연구의 결과와도 일치한다. 나간채(1990)는 교육수준과 소득수준이 높은 계층에서 동향결혼에 대한 선호가 더 두드러진 경향을 보이고 있음을 지적한 바 있다.

결혼비율은 1993년~1997년 기간 중 60.16%에 달했으나, 2006년~2009년 구간에서는 52.86%로서 대폭 감소했다. 초혼인 남녀의 동향결혼비율이 재혼보다 낮은 이유는 명확하지 않다. 재혼인 남녀가 어떤 이유에서든지 초혼인 경우보다 타향출신의 결혼 후보자에 대한 거부감을 더 많이 가졌기 때문일 수도 있고, 또는 단순히 타향출신의 배우자를 접할 기회가 상대적으로 적었기 때문일 수도 있다.

<표 7> 남녀 결혼종류 기준 동향결혼비율 변동추세

(단위: %)

|      |    | 전체 기간 | 기간별       |           |           |           |
|------|----|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|      |    |       | 1993~1997 | 1998~2001 | 2002~2005 | 2006~2009 |
| 전체   |    | 57.73 | 60.06     | 58.85     | 55.98     | 53.78     |
| 남성   | 초혼 | 57.46 | 60.16     | 58.68     | 55.35     | 52.86     |
| 결혼종류 | 재혼 | 59.72 | 59.07     | 60.03     | 59.99     | 59.89     |
| 여성   | 초혼 | 57.67 | 60.33     | 58.95     | 55.55     | 52.94     |
| 결혼종류 | 재혼 | 58.09 | 57.40     | 58.26     | 58.31     | 58.46     |

주: 이 표에서 동향결혼비율은 남성(여성)이 초혼(재혼)인 부부 중에서 남녀 본적지(권역)가 동일한 부부의 비율로 측정한다. 예를 들어, 남성 초혼 동향결혼비율은 '남성이 초혼이고 남녀의 본적지(권역)가 동일한 부부 수'를 '남성이 초혼인 부부 수'로 나누어 계산한다.

#### IV. 분석모형

남녀의 인구통계학적 요인이 동향결혼의 선택확률에 미친 한계효과를 보다 엄밀하게 고찰하기 위해 본 연구는 프로빗모형(probit model)을 통한 회귀분석을 수행한다. 무엇보다 본 연구는 경제적 가치가 동향결혼의 선택에 미친 효과에 주목한다. 본 연구는 이 경제적 가치를 남녀의 소득격차로 측정하기로 한다. 결혼당사자인 남녀의 소득격차가 크다는 것은 남녀가 결혼을 통해 소득수준을 대폭 증가시킬 수 있음을 의미한다고 판단했기 때문이다. 이 소득증가가 주는 효용이 타향출신의 결혼 후보자에 대한 거부감을 상쇄한다면 비동향결혼이 선택될 수 있다. 따라서 남녀의 소득격차가 클수록 동향결혼의 선택확률이 감소할 것으로 예측한다.

이상의 논의를 토대로 본 연구는 다음과 같은 추정모형을 설정한다.<sup>4)</sup>

4) 이 추정모형은 성낙일·조동혁(2010)과 동일하다. 따라서 이하의 설명은 대체로 성낙일·조동혁(2010)



$$Prob(y_i = 1) = G(yrdm_t, incgap_i, x_i^M, x_i^W) \dots\dots\dots (1)$$

위 식에 따르면,  $i$ 번째 결혼쌍이 동향결혼( $y_i = 1$ )일 확률은 연도별 더미변수( $yrdm_t$ ), 남성과 여성의 소득격차( $incgap_i$ ), 남성의 개인 특성( $x_i^M$ ), 그리고 여성의 개인 특성( $x_i^W$ )에 의해 영향을 받는다.  $G(\cdot)$ 가 표준정규분포(standard normal distribution)를 갖는다고 가정하면, 식(1)은 프로빗모형이 되며 최우추정법(maximum likelihood estimation method)을 통해 회귀계수를 추정할 수 있다. 프로빗모형에서 설명변수  $x_j$ 의 한계효과(marginal effects)는 아래와 같이 계산된다.

$$\frac{\partial E[y]}{\partial x_j} = \frac{\partial p}{\partial x_j} = \phi(\beta'x)\beta_j \dots\dots\dots (2)$$

식(2)에서  $\phi(\cdot)$ 는 정규 확률밀도함수를 의미하여 이는 항상 양(+)의 값을 갖는다. 따라서 프로빗모형에서의 한계효과는 추정계수값  $\beta_j$ 의 부호와 같다. 하지만  $\phi(\cdot)$ 는  $x$ 의 값에 따라 달라지기 때문에 한계효과 역시 그 값이 달라진다. 본 연구에서는 더미변수에 대해서는 그 값이 0에서 1로 변할 때의 한계효과를, 비율변수(ratio variable)에 대해서는 모든 설명변수들의 평균값에서 계산한 한계효과를 계산해 보고하기로 한다.

앞서 지적한 바와 같이 어떤 결혼쌍이 동향결혼인지의 여부는 6개 권역 기준 또는 16개 시도 기준으로 계산할 수 있다. 이하에서는 본적지를 6개 권역 기준으로 구분해 동향결혼 여부를 식별한 것을 동향결혼 더미변수(1)로, 16개 시도 기준으로 동향결혼 여부를 식별한 것을 동향결혼 더미변수(2)로 지칭한다. 부부의 본적지가 동일한 경우에는 이들 더미변수는 1의 값을, 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는다. 본 연구에서는 지면의 효율적 활용 차원에서 동향결혼 더미변수(1)을 사용한 결과를 위주로 보고하기로 한다.

설명변수들 중에서 가장 핵심적인 변수는 남성과 여성의 소득격차( $incgap_i$ )이며, 남성의 소득에서 여성의 소득을 차감해 계산한다. 여성의 소득이 남성의 소득보다 커서 음(-)의 값을 갖는 경우에는 절대값을 취해서 양의 값으로 변환한다. 남녀 소득수준은 혼인신고서에서 보고된 직종의 연도별 평균 월급여총

---

에서 인용했다.

액<sup>5)</sup>을 GDP 디플레이터로 나누어 계산했다. 본 연구는 남녀 소득격차를 설명 변수로 고려한 모형(모형 3)과 함께, 1) 남녀 각각의 소득을 고려한 모형(모형 1), 2) 남녀 소득합계를 고려한 모형(모형 2)을 추정하고 그 결과를 비교한다. 상이한 시점에 모집단이 상이한 분포를 가질 수 있다는 점을 반영해 연도별 더미변수를 도입한다. 연도별 더미변수는 세속화 경향 등 모든 개인에게 영향을 미친 거시적 특성을 측정한다.

경제적 가치, 즉 남성과 여성의 소득격차가 동향결혼 선택확률에 미친 한계 효과를 엄밀히 추정하기 위해서는 동향결혼에 영향을 미칠 수 있는 남성과 여성의 개인특성을 충분히 고려할 필요가 있다. 본 연구에서는 통계청 혼인통계가 제공하는 모든 인구통계학적 정보를 설명변수로 고려하기로 한다. 본 연구에서 사용한 인구통계학적 설명변수에 대한 상세한 설명은 <표 8>에 제시되어 있다.<sup>6)</sup> 본 연구는 추정결과의 강건성(robustness)을 점검하기 위해 결혼 당사자인 남녀가 소재한 지역 결혼시장의 특성을 측정하는 변수도 고려한다. 이들 변수에 대해서는 5절에서 상세히 설명하기로 한다.

## V. 분석결과

### 1. 기본모형의 추정결과

<표 9>는 동향결혼 더미변수(1)을 종속변수로 사용하여 프로빗모형을 추정한 결과를 보여주고 있다. 모형(1)은 남녀 소득변수를, 모형(2)는 남녀 소득합계 변수를, 모형(3)은 남녀 소득격차 변수를 포함하고 있다. 모형(1)과 (2)에서의 1998년 더미변수를 제외하면 모든 변수의 추정계수가 적어도 5% 수준에서,

5) 이 월급여총액은 통계청 국가통계포털(KOSIS: Korean Statistical Information Service of the Statistics Korea)이 제공하는 남녀 직종별 월급여총액 자료에서 추출했다. 직종별 월급여총액이 실제 결혼 당사자의 소득수준을 의미하지는 않는다는 점에서 이 소득척도는 한계가 있는 것이 사실이다. 하지만 우리나라에서 결혼 당사자가 상대방의 소득수준에 대한 정확한 정보를 확보하기가 쉽지 않고, 대부분 상대방의 직종으로부터 현재 및 미래의 소득수준을 추론한다는 점에서 이 소득척도는 의미가 있다고 판단한다.

6) 본 연구는 혼인신고서에 수록된 내용만을 이용할 수밖에 없어 배우자 선택에 대한 개인의 취향 등과 같이 관찰하기 어려운 개인 특성변수를 고려할 수 없다. 하지만 본 연구에서 고려하지 않아 오차항에 포함되어 측정되는 변수들은 본 연구에서 고려된 설명변수들과 체계적 상관관계를 갖지 않을 것으로 판단된다. 이 경우 위 추정모형을 통해 얻어진 계수 추정값들은 여전히 바람직한 통계적 특성을 가질 것으로 예상된다.

<표 8> 요약통계량

| 변수명             | 변수 설명                       | 평균     | 표준편차  | 최소값 | 최대값  |
|-----------------|-----------------------------|--------|-------|-----|------|
| 동향결혼 더미변수(1)    | 6개 권역 기준 동향결혼인 경우=1         | 0.577  | 0.494 | 0   | 1    |
| 동향결혼 더미변수(2)    | 16개 시도 기준 동향결혼인 경우=1        | 0.368  | 0.482 | 0   | 1    |
| 남성 주소지 더미변수(강원) | 남성 주소지가 강원권인 경우=1           | 0.027  | 0.163 | 0   | 1    |
| 남성 주소지 더미변수(충청) | 남성 주소지가 충청권인 경우=1           | 0.096  | 0.294 | 0   | 1    |
| 남성 주소지 더미변수(호남) | 남성 주소지가 호남권인 경우=1           | 0.099  | 0.298 | 0   | 1    |
| 남성 주소지 더미변수(영남) | 남성 주소지가 영남권인 경우=1           | 0.258  | 0.438 | 0   | 1    |
| 남성 주소지 더미변수(제주) | 남성 주소지가 제주권이 경우=1           | 0.011  | 0.106 | 0   | 1    |
| 여성 주소지 더미변수(강원) | 여성 주소지가 강원권인 경우=1           | 0.030  | 0.169 | 0   | 1    |
| 여성 주소지 더미변수(충청) | 여성 주소지가 충청권인 경우=1           | 0.099  | 0.298 | 0   | 1    |
| 여성 주소지 더미변수(호남) | 여성 주소지가 호남권인 경우=1           | 0.109  | 0.311 | 0   | 1    |
| 여성 주소지 더미변수(영남) | 여성 주소지가 영남권인 경우=1           | 0.268  | 0.443 | 0   | 1    |
| 여성 주소지 더미변수(제주) | 여성 주소지가 제주권이 경우=1           | 0.012  | 0.109 | 0   | 1    |
| 남성 본적지 더미변수(강원) | 남성 본적지가 강원권인 경우=1           | 0.049  | 0.217 | 0   | 1    |
| 남성 본적지 더미변수(충청) | 남성 본적지가 충청권인 경우=1           | 0.155  | 0.362 | 0   | 1    |
| 남성 본적지 더미변수(호남) | 남성 본적지가 호남권인 경우=1           | 0.195  | 0.396 | 0   | 1    |
| 남성 본적지 더미변수(영남) | 남성 본적지가 영남권인 경우=1           | 0.319  | 0.466 | 0   | 1    |
| 남성 본적지 더미변수(제주) | 남성 본적지가 제주권이 경우=1           | 0.013  | 0.114 | 0   | 1    |
| 여성 본적지 더미변수(강원) | 여성 본적지가 강원권인 경우=1           | 0.050  | 0.218 | 0   | 1    |
| 여성 본적지 더미변수(충청) | 여성 본적지가 충청권인 경우=1           | 0.155  | 0.362 | 0   | 1    |
| 여성 본적지 더미변수(호남) | 여성 본적지가 호남권인 경우=1           | 0.200  | 0.400 | 0   | 1    |
| 여성 본적지 더미변수(영남) | 여성 본적지가 영남권인 경우=1           | 0.316  | 0.465 | 0   | 1    |
| 여성 본적지 더미변수(제주) | 여성 본적지가 제주권이 경우=1           | 0.013  | 0.115 | 0   | 1    |
| 남성 교육수준 더미변수(고) | 남성이 고졸인 경우=1                | 0.420  | 0.494 | 0   | 1    |
| 남성 교육수준 더미변수(대) | 남성이 대졸 이상인 경우=1             | 0.514  | 0.500 | 0   | 1    |
| 여성 교육수준 더미변수(고) | 여성이 고졸인 경우=1                | 0.489  | 0.500 | 0   | 1    |
| 여성 교육수준 더미변수(대) | 여성이 대졸 이상인 경우=1             | 0.444  | 0.497 | 0   | 1    |
| 남성 결혼종류 더미변수    | 남성이 재혼인 경우=1                | 0.116  | 0.320 | 0   | 1    |
| 여성 결혼종류 더미변수    | 여성이 재혼인 경우=1                | 0.129  | 0.335 | 0   | 1    |
| 남성 결혼연령         | 결혼 당시 남성연령                  | 30.362 | 6.405 | 14  | 85   |
| 여성 결혼연령         | 결혼 당시 여성연령                  | 27.634 | 6.114 | 12  | 85   |
| 남성 소득           | 남성 소득(백만원, 2005년 불변)        | 1.604  | 0.641 | 0   | 4.17 |
| 여성 소득           | 여성 소득(백만원, 2005년 불변)        | 0.526  | 0.653 | 0   | 3.23 |
| 가족소득(남녀 소득합계)   | 남성소득 + 여성소득 (백만원, 2005년 불변) | 2.129  | 1.053 | 0   | 7.37 |
| 남녀 소득차이         | 남성소득-여성소득  (백만원, 2005년 불변)  | 1.128  | 0.677 | 0   | 4.17 |

주: (1) 더미변수에서 괄호에 해당하지 않는 경우는 0으로 처리한다.  
 (2) 수도권은 서울, 인천, 경기지역으로 설정한다.

<표 9> 회귀모형 추정결과: 종속변수=6개 권역 기준 동향결혼 여부

|                 | 모형 (1)     |            | 모형 (2)     |            | 모형 (3)     |            |
|-----------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|                 | 추정계수       | 표준오차       | 추정계수       | 표준오차       | 추정계수       | 표준오차       |
| 1994년 더미변수      | 0.010 ***  | 0.003      | 0.010 ***  | 0.003      | 0.011 ***  | 0.003      |
| 1995년 더미변수      | 0.026 ***  | 0.003      | 0.026 ***  | 0.003      | 0.027 ***  | 0.003      |
| 1996년 더미변수      | 0.016 ***  | 0.003      | 0.016 ***  | 0.003      | 0.020 ***  | 0.003      |
| 1997년 더미변수      | 0.011 ***  | 0.003      | 0.011 ***  | 0.003      | 0.016 ***  | 0.003      |
| 1998년 더미변수      | 0.005      | 0.003      | 0.005      | 0.003      | 0.008 *    | 0.003      |
| 1999년 더미변수      | -0.011 *** | 0.003      | -0.011 *** | 0.003      | -0.008 *   | 0.003      |
| 2000년 더미변수      | -0.028 *** | 0.003      | -0.028 *** | 0.003      | -0.021 *** | 0.003      |
| 2001년 더미변수      | -0.049 *** | 0.003      | -0.049 *** | 0.003      | -0.041 *** | 0.003      |
| 2002년 더미변수      | -0.076 *** | 0.003      | -0.076 *** | 0.003      | -0.063 *** | 0.003      |
| 2003년 더미변수      | -0.089 *** | 0.004      | -0.089 *** | 0.003      | -0.075 *** | 0.003      |
| 2004년 더미변수      | -0.101 *** | 0.004      | -0.101 *** | 0.004      | -0.087 *** | 0.004      |
| 2005년 더미변수      | -0.127 *** | 0.004      | -0.128 *** | 0.004      | -0.110 *** | 0.004      |
| 2006년 더미변수      | -0.150 *** | 0.004      | -0.150 *** | 0.004      | -0.129 *** | 0.003      |
| 2007년 더미변수      | -0.177 *** | 0.004      | -0.178 *** | 0.004      | -0.155 *** | 0.003      |
| 2008년 더미변수      | -0.190 *** | 0.004      | -0.190 *** | 0.004      | -0.164 *** | 0.004      |
| 2009년 더미변수      | -0.209 *** | 0.004      | -0.209 *** | 0.004      | -0.182 *** | 0.004      |
| 남성 주소지 더미변수(강원) | 0.711 ***  | 0.005      | 0.711 ***  | 0.005      | 0.710 ***  | 0.005      |
| 남성 주소지 더미변수(충청) | 0.492 ***  | 0.003      | 0.492 ***  | 0.003      | 0.491 ***  | 0.003      |
| 남성 주소지 더미변수(호남) | 0.818 ***  | 0.003      | 0.818 ***  | 0.003      | 0.816 ***  | 0.003      |
| 남성 주소지 더미변수(영남) | 0.585 ***  | 0.003      | 0.585 ***  | 0.003      | 0.583 ***  | 0.003      |
| 남성 주소지 더미변수(제주) | 0.577 ***  | 0.012      | 0.577 ***  | 0.012      | 0.575 ***  | 0.012      |
| 여성 주소지 더미변수(강원) | 0.606 ***  | 0.005      | 0.606 ***  | 0.005      | 0.606 ***  | 0.005      |
| 여성 주소지 더미변수(충청) | 0.553 ***  | 0.003      | 0.553 ***  | 0.003      | 0.552 ***  | 0.003      |
| 여성 주소지 더미변수(호남) | 0.748 ***  | 0.003      | 0.748 ***  | 0.003      | 0.747 ***  | 0.003      |
| 여성 주소지 더미변수(영남) | 0.505 ***  | 0.003      | 0.505 ***  | 0.003      | 0.504 ***  | 0.003      |
| 여성 주소지 더미변수(제주) | 0.458 ***  | 0.012      | 0.458 ***  | 0.012      | 0.456 ***  | 0.012      |
| 남성 본적지 더미변수(강원) | -0.769 *** | 0.004      | -0.769 *** | 0.004      | -0.768 *** | 0.004      |
| 남성 본적지 더미변수(충청) | -0.476 *** | 0.002      | -0.476 *** | 0.002      | -0.476 *** | 0.002      |
| 남성 본적지 더미변수(호남) | -0.342 *** | 0.002      | -0.342 *** | 0.002      | -0.341 *** | 0.002      |
| 남성 본적지 더미변수(영남) | -0.131 *** | 0.002      | -0.131 *** | 0.002      | -0.130 *** | 0.002      |
| 남성 본적지 더미변수(제주) | -0.332 *** | 0.008      | -0.332 *** | 0.008      | -0.331 *** | 0.008      |
| 여성 본적지 더미변수(강원) | -0.783 *** | 0.004      | -0.783 *** | 0.004      | -0.783 *** | 0.004      |
| 여성 본적지 더미변수(충청) | -0.507 *** | 0.002      | -0.507 *** | 0.002      | -0.507 *** | 0.002      |
| 여성 본적지 더미변수(호남) | -0.420 *** | 0.002      | -0.420 *** | 0.002      | -0.420 *** | 0.002      |
| 여성 본적지 더미변수(영남) | -0.131 *** | 0.002      | -0.131 *** | 0.002      | -0.131 *** | 0.002      |
| 여성 본적지 더미변수(제주) | -0.376 *** | 0.007      | -0.376 *** | 0.007      | -0.375 *** | 0.007      |
| 남성 교육수준 더미변수(고) | 0.081 ***  | 0.003      | 0.081 ***  | 0.003      | 0.083 ***  | 0.003      |
| 남성 교육수준 더미변수(대) | 0.125 ***  | 0.003      | 0.125 ***  | 0.003      | 0.131 ***  | 0.003      |
| 여성 교육수준 더미변수(고) | 0.055 ***  | 0.003      | 0.055 ***  | 0.003      | 0.057 ***  | 0.003      |
| 여성 교육수준 더미변수(대) | 0.082 ***  | 0.003      | 0.082 ***  | 0.003      | 0.087 ***  | 0.003      |
| 남성 결혼종류 더미변수    | 0.039 ***  | 0.003      | 0.039 ***  | 0.003      | 0.038 ***  | 0.003      |
| 여성 결혼종류 더미변수    | -0.058 *** | 0.003      | -0.058 *** | 0.003      | -0.059 *** | 0.003      |
| 남성 결혼연령         | -0.002 *** | 0.000      | -0.002 *** | 0.000      | -0.002 *** | 0.000      |
| 여성 결혼연령         | 0.005 ***  | 0.000      | 0.005 ***  | 0.000      | 0.005 ***  | 0.000      |
| 남성 소득           | 0.015 ***  | 0.001      |            |            |            |            |
| 여성 소득           | 0.015 ***  | 0.001      |            |            |            |            |
| 가족소득(남녀 소득합계)   |            |            | 0.015 ***  | 0.001      |            |            |
| 남녀 소득차이         |            |            |            |            | -0.006 *** | 0.001      |
| 상수항             | -0.112 *** | 0.006      | -0.112 *** | 0.006      | -0.090 *** | 0.006      |
| 관측치 수           |            | 5,138,308  |            | 5,138,308  |            | 5,138,308  |
| LR Chi2         |            | 982,748.16 |            | 982,748.14 |            | 982,374.73 |

주: \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

대다수 추정계수는 0.1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 이하에서는 유의성에 대한 언급은 생략하고 추정계수값에 대해서만 설명하기로 한다. 아울러 소득변수를 제외하면 세 모형 간 추정계수값의 차이가 거의 없기 때문에 이하에서는 모형(3)의 추정계수값을 기준으로 설명한다.

〈표 9〉에서 연도별 더미변수의 추정계수값은 1994년과 1995년 계속 증가하다가 1995년에 정점을 찍고 이후 계속 하락하고 있다. 특히 1999년에는 기준년도인 1993년보다도 동향결혼확률이 낮아졌으며 그 이후에도 절대치가 지속적으로 커지는 모습을 보여주고 있다. 즉 다른 요인들이 불변인 경우에 동향결혼 선택확률은 1995년까지 증가했고 그 이후 계속 하락했음을 확인할 수 있다.

남녀 본적지 더미변수의 계수 추정값은 모두 음(-)의 값을 갖고 있어 비교기준이 되는 수도권과 비교해 타 지역에서의 동향결혼이 더 적었음을 확인할 수 있다. 예를 들어, 남성 본적지 더미변수(강원)의 계수 추정값은 -0.768, 여성 본적지 더미변수(강원)의 계수 추정값은 -0.783으로 타 본적지 더미변수들과 비교해 작다. 즉 남녀 모두 본적지가 강원권인 경우에 동향결혼확률이 가장 적었음을 알 수 있다. 이를 한계효과로 해석해보면, 남성(여성) 본적지가 강원권인 경우의 동향결혼 선택확률은 수도권과 비교해 29.7%(30.2%) 만큼 작다는 결론이 도출된다.<sup>7)</sup> 이 추정결과에서 주목되는 사실은 동향결혼에 대한 선호가 수도권 출생자 사이에서 가장 컸다는 점이다. 또한 본적지 기준으로 남녀 모두에서 동향결혼 선택확률이 수도권→영남권→제주권→호남권→충청권→강원권 순서로 높아, 호남권 출생자가 영남권 출생자와 비교해 동향결혼에 대한 거부감이 상당히 작았다는 사실도 확인된다. 이는 일반 예상과는 상당히 상이한 결론이라고 하겠다.

남녀 주소지 더미변수들의 계수 추정값은 남녀 본적지 더미변수들과는 상이한 패턴을 보여주고 있다. 무엇보다 남녀 주소지 더미변수의 계수 추정값은 모두 양(+)의 값을 나타내어 비교기준이 되는 수도권에 비해 다른 지역에서의 동향결혼확률이 더 컸음을 알 수 있다. 남녀 주소지 기준으로 수도권의 동향결혼 확률이 가장 낮았다는 관찰결과는 남녀 본적지 기준으로 수도권의 동향결혼 선택확률이 가장 높았다는 사실과 대비된다. 남성 주소지 더미변수(호남)의 계수 추정값은 0.816, 여성 주소지 더미변수(호남)의 계수 추정값은 0.747로 다른 주소지 더미변수들과 비교해 크다. 즉 남녀 모두 주소지가 호남권인 경우에 동향

7) 여기서 제시된 한계효과는 Stata 프로그램의 dprobit 명령어를 사용하여 구한 값이다. 이 명령어는 기본 설정으로 설명변수 평균값에서의 한계효과를 계산해준다. dprobit 명령어에 대한 설명은 Baum(2006: 251-252)을 참조.

결혼확률이 가장 컸음을 알 수 있다.

이를 한계효과로 계산해보면, 남성(여성) 주소지가 호남권인 경우의 동향결혼 확률은 수도권과 비교해 27.4%(25.6%)만큼 컸다. 호남권 다음으로 남성은 강원권→영남권→제주권→충청권→수도권의 순서로, 여성은 강원권→충청권→영남권→제주권→수도권의 순서로 동향결혼확률이 낮아졌음을 알 수 있다. 이 순서는 타향출신의 인구유입이 적은 지역 순서와 대체로 일치한다. 즉 동향결혼은 동향결혼에 대한 지역 간 선호(또는 인식) 차이뿐만 아니라 해당 지역에서의 인구구성에도 많은 영향을 받았음을 확인할 수 있다. 동향결혼이 지역주의에 의한 영향에서 자유롭지는 않지만 타향출신의 결혼후보자가 얼마나 많은지에 의해서도 분명히 영향을 받고 있다는 것이다.

남녀 교육수준 더미변수의 계수 추정값도 모두 양(+)의 값을 갖고 있고, 교육수준 더미변수(대)의 계수 추정값이 교육수준 더미변수(고)보다 크다. 즉 교육수준이 높을수록 동향결혼 선택확률이 높았음을 확인할 수 있다. 이를 한계효과로 계산해보면, 남성(여성)의 교육수준이 대졸이상인 경우에는 비교기준인 중졸이하 남성(여성)과 비교해 5.1%(3.4%)만큼 동향결혼 선택확률이 높았다는 결론이 도출된다.<sup>8)</sup>

남녀의 결혼종류와 결혼연령에 따른 동향결혼 선택확률은 서로 반대 방향으로 나타났다. 남성은 재혼인 경우가 초혼인 경우에 비해 동향결혼 선택확률이 큰 반면, 여성은 재혼인 경우에 동향결혼 선택확률이 낮았다. 또한 남성은 결혼연령이 낮을수록, 여성은 결혼연령이 높을수록 동향결혼 선택확률이 높아졌다. 이와 같이 재혼이나 결혼연령에 따라 남녀 간 동향결혼에 대한 선호(또는 인식) 차이가 발생하는 이유는 명확하지 않다. 이에 대해서는 향후 별개의 연구가 필요한 것으로 판단된다.

남성 소득, 여성 소득 및 남녀 소득합계(가족소득)의 계수 추정값은 모두 양(+)의 값을 갖고 있어, 소득수준이 높아질수록 동향결혼 선택확률이 증가한다는 사실을 확인할 수 있다. 표본평균에서 남성 소득(여성 소득)의 1백만 원 증가는 각각 동향결혼 선택확률을 0.4%(0.6%) 상승시키는 것으로 나타났다. 남녀 소득합계의 한계효과는 0.5%로 나타나, 남성 소득과 여성 소득의 한계효과 값의 중간에 걸쳐 있었다. 한편 남녀 소득격차의 계수 추정값은 음(-)의 값을 가져 남

<sup>8)</sup> 본 연구는 수식(1)의 회귀모형을 기간별로 나누어 수행해 보았다. 그 결과 고졸 및 대졸 이상의 남녀가 중졸 이하의 남녀와 비교해 여전히 동향결혼을 선택할 확률이 높았지만 과거에 비해서 그 차이는 훨씬 축소되었다. 우리나라에서 고학력자에게 더 뚜렷하게 존재했던 타향출신자에 대한 거부감이 점차 줄어들고 있다는 사실은 지역주의의 극복이라는 관점에서는 상당히 긍정적인 신호라고 하겠다.

녀의 소득격차가 클수록 동향결혼 선택확률은 낮아졌음을 알 수 있다.<sup>9)</sup> 표본평균에서 남녀 소득격차의 1백만 원 증가는 동향결혼 선택확률을 0.3% 감소시키는 것으로 나타났다. 즉 결혼당사자인 남녀는 각자의 소득이 커질수록 유사한 지역정서를 가진 배우자를 더 선호한다. 하지만, 자신에 비해 결혼 상대자의 소득이 크다면 타향출신자에 대한 일반적 거부감에도 불구하고 비동향결혼을 선택할 확률이 증가한다는 것이다. 이와 같은 관찰결과는 우리나라 결혼시장에서 경제적 가치가 동향결혼에 대한 선호를 점차 상쇄해나갈 가능성을 시사한다고 하겠다.<sup>10)</sup>

## 2. 지역특성을 고려한 추정결과

이상의 분석결과에서는 결혼 당사자가 소재한 지역의 결혼시장 특성을 전혀 고려하지 않았다. <표 10>에서는 남성의 소재지를 기준으로 시/군/구 지역별 결혼시장 특성변수들을 고려한 추정결과를 제시한다. 이 추정결과에 따르면, 연도별 더미변수, 주소지 더미변수, 본적지 더미변수의 계수 추정값들은 <표 9>와 거의 차이가 없었다. 따라서 이들 추정결과들은 보고하지 않기로 한다.

<표 10>에서 모형(1)은 남녀 기준 타향출신 비율을 설명변수로 포함하고 있는데, 관측치 수가 이전 표와 비교해 대폭 감소했다. 그 이유는 타향출신 비율의 경우 인구주택총조사 자료를 가공하여 산정했는데 분석기간 중 해당 자료가 존재하는 연도가 1995년과 2000년밖에 없었기 때문이다. 모형(2)와 모형(3)은 남녀 유동인구 비율을 계산한 근거가 된 국내인구 이동통계 자료의 제약으로 인해 1993년과 1994년 자료는 제외한 1995년~2009년 사이의 분석기간에 기초하며, 성비(=남성 인구 수/여성 인구 수), 남녀 유동인구 비율(=전출입 인구 수/인구 수), 면적( $km^2$ ), 인구 수(만명) 등을 추가로 포함하고 있다. 이들 지역특

9) 결혼부부에는 학생/가사/무직자도 포함되어 있다. 이중 학생의 경우에는 현재의 소득이 0이지만 미래의 소득이 존재할 수 있을 뿐만 아니라 다양한 값을 가질 수 있다. 이 경우에 학생의 소득을 0으로 두고 분석한 추정결과는 경제적 가치의 중요성을 왜곡할 수 있다. 이 문제점을 해소하기 위해, 본 연구는 분석 자료에서 소득이 0인 결혼부부, 즉 학생/가사/무직자를 제외하고 <표 9>와 동일한 추정을 다시 수행해보았다. 추정결과에 따르면, 남녀 소득격차의 추정계수는 0.1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 그 값이 -0.015로 <표 9>에서보다 크기가 2배 이상 커졌다. 여타 설명변수의 계수 추정값도 통계적 유의성이나 부호가 바뀌지 않았다. 다시 말해, 학생/가사/무직자를 제외할 경우에도 본 연구의 결론이 유지될 뿐 아니라 더욱 강화되었다.

10) 결혼에 대한 의사결정 과정에서 경제적 요인이 갖는 중요성은 우리나라 결혼시장에 대한 연구에서도 종종 지적되어 왔다. 예를 들어, Lee(2009)는 결혼 당사자가 상대방의 특성(교육수준, 부모의 교육수준, 외모 등)을 얼마의 소득수준과 교환하는지를 추정하고 있다.

성변수는 시/군/구를 기준으로 계산된 것이다. 모형(2)는 결혼적령기에 해당하는 남녀 성비와 인구 수를 사용하며, 그 때문에 초혼만을 대상으로 분석한다. 기존연구를 따라 결혼적령기는 20세~44세로 정의한다. 재혼의 경우에는 결혼적령기를 정의하기 어렵다는 점을 고려해, 모형(3)에서는 전체 인구를 대상으로 남녀 성비와 인구 수를 계산하며 모든 결혼부부를 대상으로 분석한다. 이외에도 다수의 시/군/구 지역별 특성변수를 고려해보았으나 통계적 유의성이 없어 그 추정결과를 보고하지 않기로 한다.

<표 10> 지역특성변수를 고려한 추정결과: 종속변수=6개 권역 기준 동향결혼 여부

|                 | 모형 (1)     |       | 모형 (2)     |       | 모형 (3)     |       |
|-----------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
|                 | 추정계수       | 표준오차  | 추정계수       | 표준오차  | 추정계수       | 표준오차  |
| 남성 교육수준 더미변수(고) | 0.099 ***  | 0.007 | 0.105 ***  | 0.005 | 0.076 ***  | 0.003 |
| 남성 교육수준 더미변수(대) | 0.157 ***  | 0.008 | 0.149 ***  | 0.005 | 0.116 ***  | 0.004 |
| 여성 교육수준 더미변수(고) | 0.048 ***  | 0.008 | 0.095 ***  | 0.005 | 0.055 ***  | 0.003 |
| 여성 교육수준 더미변수(대) | 0.080 ***  | 0.009 | 0.132 ***  | 0.005 | 0.089 ***  | 0.004 |
| 남성 결혼종류 더미변수    | 0.015 *    | 0.008 |            |       | 0.043 ***  | 0.003 |
| 여성 결혼종류 더미변수    | -0.064 *** | 0.007 |            |       | -0.058 *** | 0.003 |
| 남성 결혼연령         | -0.004 *** | 0.001 | -0.006 *** | 0.000 | -0.002 *** | 0.000 |
| 여성 결혼연령         | 0.004 ***  | 0.001 | 0.007 ***  | 0.000 | 0.006 ***  | 0.000 |
| 남녀 소득차이         | -0.006 *   | 0.003 | -0.000     | 0.001 | -0.005 *** | 0.001 |
| 남성 타향출신 비율      | -0.001 *** | 0.000 |            |       |            |       |
| 여성 타향출신 비율      | -0.000 *   | 0.000 |            |       |            |       |
| 결혼적령기 성비        |            |       | 0.000      | 0.000 |            |       |
| 성비              |            |       |            |       | -0.006 *** | 0.000 |
| 남성 유동인구 비율      |            |       | -0.000     | 0.000 | -0.000     | 0.000 |
| 여성 유동인구 비율      |            |       | 0.001 ***  | 0.000 | 0.001 ***  | 0.000 |
| 면적              |            |       | 0.000 ***  | 0.000 | 0.000 ***  | 0.000 |
| 결혼적령기 인구 수      |            |       | -0.002 *** | 0.000 |            |       |
| 인구 수            |            |       |            |       | -0.001 *** | 0.000 |
| 상수항             | 0.085 ***  | 0.017 | -0.158 *** | 0.017 | 0.516 ***  | 0.028 |
| 관측치 수           | 676,597    |       | 3,563,093  |       | 4,272,770  |       |
| LR Chi2         | 127,216.07 |       | 742,437.86 |       | 825,567.59 |       |

주: (1) 모형(2)에서 결혼적령기는 20세~44세로 정의한다.

(2) \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

먼저 모형(1)의 추정결과에 따르면, 남녀 타향출신 비율의 계수 추정값은 통계적으로 유의하며 음의 부호를 갖고 있다. 즉 해당 시/군/구에서 타향출신자가



많을수록 동향결혼 선택확률은 감소했다. 이 분석결과는 앞서의 논의와도 일치할 뿐 아니라 상식과도 부합한다. 보다 중요한 사실은 남녀 타향출신 비율을 고려한 모형(1)에서 남녀 소득차이의 계수 추정값이 여전히 음의 값을 가지며 통계적으로 유의하다는 점이다. 다시 말해, 타향출신자와의 접촉기회를 통제하더라도 경제적 가치가 동향결혼에 대한 선택에 여전히 유의미한 영향을 미쳤음을 확인할 수 있다.

모형(2)와 모형(3)의 추정결과에는 거의 차이가 없다. 두 모형 모두에서 남성 유동인구 비율의 계수 추정값은 통계적 유의성이 없는 반면, 여성 유동인구 비율의 추정계수 값은 통계적 유의성을 갖고 있다. 즉 남성 유동인구 비율은 동향결혼 선택확률과 무관하나, 여성 유동인구 비율이 증가할수록 또는 여성 이동정도가 많을수록 동향결혼 선택확률이 증가했다. 면적의 계수 추정값은 양의 부호를, 인구 수(또는 결혼적령기 인구 수)의 계수 추정값은 음의 부호를 갖고, 모두 통계적으로 유의하다. 도시보다 농촌지역이 면적이 넓고 인구가 적다는 점을 감안하면, 이는 보수적 가치관이 보다 지배적인 농촌지역에서 동향결혼이 보다 선호되었음을 의미한다. 앞서 3절에서는 도시와 농촌 간 동향결혼비율에 있어서의 차이가 명확히 관찰되지 않았는데, 다른 변수를 통제한 회귀분석결과에서는 그 차이가 간접적이거나 관찰된다고 하겠다.

결혼적령기 성비의 계수 추정값이 통계적으로 유의하지 않게 나타난 모형(2)와는 달리, 모형(3)에서는 전체 성비의 계수 추정값이 통계적으로 유의하게 나타났다. 다시 말해, 초혼인 결혼부부의 동향결혼 선택확률은 결혼적령기 남녀 성비와 무관했으나, 재혼까지 포함한 결혼부부의 동향결혼 선택확률은 전체 남녀 성비와 반대 방향으로 움직였다. 이는 해당 지역에서 여성이 상대적으로 많을수록 재혼인 결혼부부의 동향결혼 선택확률이 감소했음을 의미한다.

마지막으로, 남녀 소득차이의 계수 추정값은 모형(2)에서 통계적 유의성을 상실하지만, 모형(2)와 모형(3) 모두에서 이전과 동일하게 음의 부호를 갖고 있다. 즉 남녀 소득차이가 커질수록 결혼부부의 동향결혼 선택확률은 증가했다. 초혼만을 대상으로 분석한 모형(2)에서 남녀 소득차이의 계수 추정값이 통계적 유의성을 상실하는 현상은 경제적 가치가 갖는 중요성이 재혼부부에서 보다 컸을 가능성을 시사한다.

## VI. 결론

본 연구는 1993년~2009년 기간의 통계청 혼인통계자료를 사용해 우리나라 동향결혼의 변동추세와 현황을 분석하고 이를 토대로 동향결혼 선택확률에 영향을 미친 각종 요인을 살펴보았다. 본 연구의 분석결과를 간략히 요약하면 이하와 같다.

첫째로 우리나라에서 동향결혼은 여전히 큰 부분을 차지하고 있지만 시간이 지나면서 점차 줄어들고 있다. 다시 말해, 우리나라 결혼시장에서 동향요인은 급격한 근대화에도 여전히 중요한 기준으로 작동하고 있지만, 동향요인에 의한 배우자 선택은 점차 약화되는 경향이 관찰된다. 두 번째로, 동향결혼은 동향결혼에 대한 지역별 선호(또는 인식) 차이뿐만이 아니라 해당 지역에서의 인구구성에도 영향을 받았다. 특히 수도권을 중심으로 타 지역 출생의 인구가 많이 유입되면서 타향 출신의 결혼 후보자를 접할 기회가 증가했고, 이에 따라 타향 출신자와의 결혼도 증가했다. 이 현상이 동향결혼비율의 전국적 감소현상으로 나타났다. 세 번째로, 고학력 남녀가 상대적으로 동향결혼을 더 선호하는 것으로 나타났으나, 이 교육효과는 점차 감소하고 있다. 네 번째로, 동향결혼과 관련해 남녀 간 차이도 확인되었다. 예를 들어, 재혼 남성의 동향결혼 선택확률이 초혼보다 더 높았던 반면에 여성의 경우에는 반대의 현상이 관찰되었다. 또한 남성의 경우에는 결혼연령이 높을수록 동향결혼이 줄어든 반면에 여성의 경우에는 결혼연령이 높을수록 동향결혼이 늘어났다. 마지막으로, 자신과 비교해 결혼 상대자의 소득이 더 커질수록 동향결혼을 선택할 가능성은 감소했다. 즉 최근 배우자의 선택에서 동향요인이 약화되고 있는 데에는 경제적 유인이 작동하고 있었다고 하겠다.

이상의 분석결과는 향후 우리나라 결혼시장에서 동향결혼이 더욱 감소할 것이라는 예측을 가능하게 한다. 우리나라에서 인구이동이 현재보다 약화될 가능성은 없는 반면, 결혼에서 경제적 가치가 차지하는 영향력은 보다 늘어날 것으로 예상되기 때문이다. 특히 다문화가족의 확산 등으로 결혼에 있어서 동향이나 국적에 대한 인식도 변화하고 있어 타향출신자에 대한 거부감은 향후 더욱 감소할 것으로 판단된다. 이와 같은 결혼시장의 변화는 궁극적으로 우리 사회에서 지역주의를 완화하는 긍정적 역할을 수행할 것이다.

본 연구는 동향결혼에 대한 사실상 최초의 본격적인 실증분석이라는 점에서 그 의의가 적지 않다. 하지만 그만큼 몇 가지 한계도 갖고 있는 것이 사실이다.

첫째, 배우자 선택에서의 동향요인의 변화를 시간적으로 또는 공간적으로 다른 사회들과 엄밀하게 비교할 수 있는 자료를 결여하고 있다. 둘째, 본 연구가 사용하고 있는 분석 자료의 특성상 배우자 선택에 있어서의 주관적 요인들을 충분히 고려하지 못하고 있다. 셋째, 다문화가족의 급격한 확산과 같이 최근에 대두되고 있는 배우자 선택요인들과 동향요인의 관계를 다루지 못하고 있다. 이러한 한계들도 후속연구에 의해 보완되어야 할 것으로 판단된다.

### 〈참고문헌〉

- 김경란 (2000) “조선후기 가족제도 연구의 현황과 과제” 강만길 《조선후기사 연구의 현황과 과제》 창작과 비평사.
- 김영미 (1999) “동성동본 금혼제가 우리의 전통이라고요?” 이배용·신형식·강성원·김영미·정형지·유경아·권순형·강옥엽·김혜원·강지언·백옥경·조이옥·남미혜·김수경·이혜진·최은정 《우리나라 여성들은 어떻게 살았을까 1》 청년사.
- 김용학·김진혁 (1990) “지역감정의 관계적 분석: 결혼 연결망을 중심으로” 《한국 사회학》 24: 65-86.
- 김정석 (2006) “미혼남녀의 결혼의향 비교분석” 《한국인구학》 29(1): 57-70.
- 김태영 (1973) “농촌가족의 혼인관행: 화암리의 사례를 중심으로” 《여성문제연구》 3: 173-182.
- 나간채 (1990) “지역 간의 사회적 거리감” 한국사회학회(편) 《한국의 지역주의와 지역갈등》 성원사 79-100.
- 박성용 (1995) “통혼권의 공간 동학적 의미: 청도 신촌의 사례” 한국문화인류학회 편 《한국문화인류학》 28: 377-406.
- \_\_\_\_\_ (2009) “Changes of Marriage Spheres in Korean Farming and Fishing Villages: A Case Study of Four Villages” 영남대학교 민족문화연구소 《민족문화논총》 43: 599-627.
- 성낙일·조동혁 (2010) “우리나라 여성연상 결혼의 경제적 요인” 《한국인구학》 33(3): 1-30.
- 유홍준·현성민 (2010) “경제적 자원이 미혼 남녀의 결혼 연기에 미치는 영향” 《한국인구학》 33(1): 75-101.
- 이명진 (2001) “사회적 거리분석: 선거자료와 결혼선호도자료에서 나타난 지역주의를 중심으로” 한국조사연구학회 《조사연구》 2(1): 37-57.

- 이삼식 (1993) “한국인의 혼인행태 변화분석” 《한국인구학》 16(2): 84-110.
- 전중환 (2005) “근·현대 민촌의 사회공간적 성격과 영역성-부여군 장암면 장하리의 사례” 《대한지리학회지》 40(6): 613-630.
- 진미정·정혜은 (2010) “미혼남녀의 결혼의향과 결혼희망연령에 대한 가족 가치관의 영향 추세 연구: 2005년, 2009년 전국 결혼 및 출산 동향 조사 자료를 중심으로” 《한국인구학》 33(3): 31-51.
- 최재석 (1983) “신라왕실의 혼인제” 《한국사연구》 40: 1-32.
- \_\_\_\_\_ (2002) 《한국 초기사회학과 가족의 연구》 일지사.
- 한경혜·이정화 (1993) “농촌지역의 통혼권 변화에 관한 연구” 《농촌사회》 3: 215-241.
- 한국심리학회 (1988) 《심리학에서 본 지역감정: 지역 간 고정관념과 그 해소방안》 성원사.
- 한충희 (1995) “조선 초기 청주한씨 영정(-1417이전, 지군사증령의정)계 가계연구: 역관경향과 통혼권을 중심으로” 《계명사학》 6: 1-47.
- Baum, C. F (2006) *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata* Stata Press.
- Beck, U. and E. Beck-Gernsheim (1990) 강수영·권기돈·배은영 역 (1999) 《사랑은 지독한 혼란: 그러나 너무나 정상적인》 새물결.
- Becker, G. S (1973) “A Theory of Marriage: Part I” *Journal of Political Economy* 81: 813-846.
- \_\_\_\_\_ (1991) *A treatise on the family* Cambridge Mass Harvard University Press.
- Blau, P. M (1977a) *Inequality and Heterogeneity* New York: Free Press.
- \_\_\_\_\_ (1977b) “A Macrosociological Theory of Social Structure” *American Journal of Sociology* 83(1) 26-54.
- Blau, P. M. and J. Schwartz (1997) *Crosscutting Social Circles: Testing A Macrostructural Theory of Intergroup Relations*: Transaction Publishers.
- Eckland, B. K (1968) “Theories of mate selection” *Eugenics Quarterly* 15: 71-84.
- Festinger, L., Schachter S. and K. Back (1950) “The Spatial Ecology of Group Formation” in L. Festinger, S. Schachter and K. Back (eds.) *Social Pressure in Informal Groups*, 1950 Chapter 4.
- Gerth, H. H. and C. W. Mills ed. and tr (1998) *From Max Weber: Essays in sociology* London: Routledge.
- Goode, W. J (1970) *World Revolution and Family Patterns* New York: The Free

- Press.
- \_\_\_\_\_ (2007) *The Family*: Phi Learning.
- Hall, J. R (1998) "A Comparison of the Degree of Social Endogamy in England and Wales and the U.S.A." Glass D. V. ed *Social mobility in Britain*, London: Routledge.
- Hout, M (1982) "The Association between Husbands' and Wives' Occupations in Two-Earner Families" *The American Journal of Sociology* 88(2): 397-409.
- Johnson, R. A (1980) *Religious assortative marriage in the United States* New York: Academic Press.
- Lee, S (2009) "Marriage and Online Mate-Search Services: Evidence From South Korea" *SIEPR Discussion Paper* 7(42).
- Mare, R. D (1991) "Five Decades of Educational Assortative Mating" *American Sociological Review* 56(1): 15-32.
- Merton, R. K (1941) "Intermarriage and the Social Structure: Fact and Theory" *Psychiatry* 4: 361-374.
- Sweet, J. A. and L. L. Bumpass (1990) *American families and households* Russel Sage Foundation.
- Weber M., Roth G. and C. Wittich ed (1968) *Economy and Society* 3 NY: Bedminster Press.

## Marriage Between Spouses from the Same Native Place in Korea: Empirical Analysis

*Donghyuk Jo · Sunkwon Park · Nakil Sung*

This study examines marriage between spouses from the same native place, suggests some stylized facts regarding the marriage type, and attempts to assess demographic, regional and economic factors which affect the probability of marriage between spouses from the same native place. Empirical analysis is carried out with original microdata on marriage over the period 1993-2009. Empirical results indicate that the birthplace of spouse played a less and less important role in marriage-related decision over time. Second, in addition to differences in a propensity to choose a person from the same native place as a spouse across regions, mobility and composition in population affected the probability of marriage between spouses from the same native place. For example, an influx of people into the capital region accelerated the chance of face-to-face communication between persons from the different birthplace, thereby decreasing the probability of marriage between spouses from the same native place. Finally, wider income gap between husband and wife led to lower probability of marriage between spouses from the same native place. To the best of our knowledge, this study is one of the first empirical analysis to investigate into the relationship between marriage and birthplace.

**Key Words: Marriage, Birthplace, Microdata, Probit model**