

## 지역감정의 관계적 분석 : 결혼 연결망을 중심으로\*

김 용 학\*\*  
김 진 혁\*\*\*

이 논문은 지역간 결혼의 관계적 속성을 사회연결망 분석기법을 이용해 분석한다. 전국의 10개 지역간의 결혼 유형을 MDS기법으로 분석한 후, 전국의 지역간의 결혼에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 다른 지역민에 대한 사회적 거리감이 아니라 지역간의 유동이라는 사실을 밝혔다. 다음으로 타지역민과의 결혼이 가장 낮은도를 알아본 결과 호남인들이 자신의 지역출신과 결혼하는 비율(intraregional marriage rate)이 가장 높음을 발견했다. 이는 지역간의 유동을 통제한 후에도 나타나는 현상이다.

다음으로 지역간의 결혼이 그들의 일상생활에 미치는 영향을 분석했다. 지역간 결혼을 경험한 응답자는 다른 지역 출신들에 대해 낮은 거부감을 보이고 있었다. 또 호남인과 결혼한 부부의 투표행위를 LOGIT분석한 결과 1) 응답자의 김대중 후보에 대한 지지는 자신의 출신 지역도 중요하지만 배우자의 출신 지역에 의해서도 영향을 받는다. 2) 유세기간 동안에 호남 출신 배우자와 사는 비호남 출신 응답자는 배우자의 영향을 받아 김대중에게 투표할 확률이 증가한다. 3) 호남 출신 남편이 비호남 아내 투표권자에게 미치는 영향은 호남 출신 아내가 비호남 남편에게 미치는 영향보다 훨씬 커, 가부장적 가족문화가 투표행위에서도 발견되었다.

### I. 서 론

한국사회의 지역주의의 심각성은 1987년의 대통령 선거와 1988년의 국회의원 선거 결과가 지역적으로 극심하게 편중된 지지 현상을 나타냄으로써 그 극명한 모습을 드러내었고 이를 계기로 지역주의에 대한 대중적 관심과 학문적 접근이 활발하게 이루

\* 이 논문은 1989년도 문교부 지원 학술진흥재단의 자유공모과제의 학술연구조성비에 의해 연구되었음. 이 글을 읽고 보완하는데 도움을 준 한국사회학회의 임명의 두 논평자와 연세대 사회학과 대학원생인 한상영과 이병국에게 감사한다. 자료의 분석은 장기영과 하효열에게 부분적으로 도움을 받았음을 밝히며 이들에게 감사한다.

\*\* 연세대 사회학과 교수

\*\*\* 연세대 사회학과 석사

어지게 되었다. 이와 같이 지역에 기반을 둔 정당과 정치인이 존재하는 상황에서 지역이라는 변수는 사회적 행위를 설명하는데 있어서 중요한 사회적 변수로 자리를 잡아가고 있다.

이 연구의 목적은 한국의 지역주의의 구조를 파악하는데 중요한 관계망인 지역간 결혼을 분석하는 것이다. 지역간 결혼의 관계망이 어떻게 얽혀 있는지를 연결망 분석 기법으로 분석하고, 지역간 결혼과 지역감정 사이의 관계와, 지역간 결혼과 실제 사회적 행위 사이의 연관을 검토할 것이다.

이 연구가 지금까지의 지역주의에 대한 연구와 어떻게 다른지를 밝히기 위해 기존 연구를 주제별로 분류하는 것이 필요하다. 기존의 연구는 크게 사회 구조적인 측면에 초점을 둔 연구와 심리적인 연구로 나누어 볼 수 있다. 사회학과 정치학에서의 연구가 주로 지역갈등의 역사와 갈등 원인으로서의 구조적 측면에 집중되었다면, 심리학에서의 연구는 “편견”이라는 사회심리적 측면에 집중되었다고 할 수 있다(전병재, 1990:7-8). 사회구조적 측면에 초점을 맞춘 지역격차와 갈등에 대한 연구들은 지역갈등의 역사적 배경에 관한 연구와 지역간의 경제적, 사회적, 문화적 정치행위와 엘리트 층위에서의 연고주의와 이에 따른 정치적 불평등과 소외의 심화, 사회이동에 있어서의 지역간 불균등간의 관련성을 규명하려는 연구 등을 포함한다. 반면에 후자의 연구분야는 지역감정을 한 개인의 속성(attribute)으로 파악하여 이 개인적 속성이 생기는 원인을 다른 개인적 속성과 연관 속에서 분석하는 경향이 있는 것이다. 기존의 지역연구 결과로부터 얻어진 중요 연구 결과는 다음과 같이 분류할 수 있다.<sup>1)</sup>

가. 전통사회에서 구체적인 지역간의 갈등은 나타나지 않으며 지배층의 저술(훈요십조, 택리지, 팔도평등)을 통해 고정관념이나 편견의 형태로 나타날 뿐이다. 따라서 일반 백성들 사이에서 적대적 지역감정이나 갈등이 확산되었다는 증거는 없다(김만홍, 1987:17; 김문조, 1988:97). 단지 거의 최초로 지역 편견을 연구한 이진숙에 따르면 호남인에 대한 고정관념은 “간사하다”라는 부정적 내용이 일반적이라는 사실이 보고되고 있다(이진숙, 1959:82). 이로 미루어볼 때 호남인에 대한 편견의 근원은 최소한 1950년대까지로 그 시발점을 상정할 수 있으나, 1950년대에 편견을 기반으로 한 지역간 갈등이나 차별이 사회적으로 문제시된 경우는 없었다.

나. 지역갈등이 구체적으로 드러나기 시작한 것은 경제개발계획이 본격적으로 착수되기 시작한 이후인 제3공화국 이후라고 볼 수 있다(이상우, 1985:328; 김만홍, 1987:17; 김익기, 1990). 많은 연구자들은 한국사회에서 1960년대 이후 지역간 경제격차가 진행되어 왔음을 보고하며 지역감정이 지역간 경제격차와 밀접한 관계를 맺

1) 이들 연구는 주로 미국학자의 이론을 중심으로한 편견이론을 소개하거나, 지역간을 심리적 태도를 통해 분석하는 것들이다.

고 있음을 주장한다(홍성웅, 1987 ; 박동운, 1988 ; 문석남, 1989). 1960년대이래 경상도가 경제성장의 수혜지역으로, 전라, 강원, 충청도는 비수혜지역으로 불균등 발전함에 따라 지역감정의 맹아가 싹트기 시작했다는 것이 이들 학자의 주장의 핵심이다.

다. 지역민간의 거부감은 호남인이 영남인에 대해 느끼는 거부감과 전라도를 제외한 타지역인이 호남인에 대해 느끼는 거부감으로 양분된다(김만홍, 1987 : 51 ; 김진국, 1988 : 236 ; 나간채, 1989 : 127 ; 김혜숙, 1988 등). 따라서 지역갈등의 내용은 상식적으로 알려진 영호남간의 거부감 뿐만 아니라 타지역인의 호남인에 대한 거부감도 함께 포함하고 있는 것이다. 그런데, 전국 사람들의 호남인에 대한 지역감정은 인성(人性)을 문제시하는 심리적 편견의 양상을 띄는 반면, 호남인이 영남인에 대해 느끼는 지역감정은 경제적, 정치적 차별감과 사회적 불만이라는 성격을 갖는다(김진국, 1988 : 237 ; 문석남, 1988 : 7 ; 김만홍, 1987 : 76 ; 나간채, 1989 : 137). 다른 말로 표현하면 영남인은 지역감정을 심리적 현상으로 파악하는 반면, 호남인은 사회구조적 현상으로 인식한다.

라. 호남인이 갖고 있는 지역감정은 정치, 경제적 차별에서 비롯된 피해의식과 소외감이 여러 차례의 선거과정과 80년대초의 광주항쟁등을 통해 영남인에 대한 적대적인 감정으로 형성된 것이라고 지적되고 있으며(나간채, 1989 : 138 ; 안신호, 1988 : 52 ; 조경근, 1987 : 197 등) 영남인의 지역감정의 경우 호남인으로부터의 도전에 대한 견제심리와 방어 의식 및 전통적 편견과 선거과정 등을 통해 호남인에 대해 갖는 배타적 감정이라는 점이 지적되고 있다(나간채, 1989 : 138 ; 김만홍, 1987 : 72 ; 배규한, 1990).

이상에서 살펴본 바와 같이 지역감정 혹은 지역갈등을 다루어 온 기존의 연구들의 대부분은 “지역감정의 원인은 무엇인가”, 혹은 “어떤 지역 출신자들이, 어떠한 형태의 지역감정을 가지는가”라는 기술적(記述的) 측면에 주목하여 왔다고 볼 수 있다. 그런데 한 사회에서 서로 배타적인 집단들이 존재할 경우 어느 한 집단의 성원들이 다른 집단에 대해 갖는 감정의 속성의 성격이 무엇인가뿐만 아니라, 그 집단 성원들과 다른 성원들과의 관계의 유형이 무엇인가를 고려하여야 한다(Erbring & Young, 1979). 지역감정은 어느 한 사람(집단)이 다른 사람(집단)의 반응에 대해 갖는 대응이라는 점에서 상대적 개념인 동시에, 양자 사이의 상호관계 속에서 증가되기도 하고 감소되기도 하는 “관계적 개념”이라는 점에 주목하여야 한다. 여기에서 우리는 “분석단위의 내재적이고 개별적인 속성이 아니라 분석단위 사이의 상호작용을 연구대상으로 삼아야 한다”(김용학, 1987)는 필요성에 직면하게 되는 것이다. 이 연구의 목적은 관계성(Lazarsfeld & Menzel, 1969)을 분석하는 사회연결망 분석과 이와 관련된 통

계기법을 이용하여 지역감정을 다루는 것이다.

이를 위하여 우리는 “사회적 거리감”(Borgadus, 1933 ; Campbell, 1952)이라는 개념을 본 연구에 도입하고자 한다. 사회내에는 서로에 대해서 배타성을 지니는 대립적이고 갈등적인 집단이 존재하며, 이러한 집단의 존재는 그 속에서 각 성원이 느끼는 사회적 거리(social distance)에 의해서 접근해 볼 수 있다. 라우만(Laumann, 1965 ; 1973)에 의하면, 사회적 거리는 “특정한 지위(지역)에 속한 어떤 개인에 대한 자신의 태도”를 의미하는 주관적인 사회적 거리와, “특정한 사회관계 속에서 여러 지위(출신 지역)에 속한 사람들이 각기 다르게 결합하는 것”을 의미하는 객관적인 사회적 거리를 모두 포괄하는 개념으로 파악 된다. 사회적 거리라는 개념의 유용성은 사회내 집단간의 계층현상 이면에서 실제 개인 성원들이 느끼고 생각하는 가치나 규범에 근거한 주관적인 거리를 객관적인 지표에 의해 파악된 집단간 거리의 관계로 보여줄 수 있다는 것이다. 이러한 연구 방법은 각 성원이 지니는 지역감정이라는 개인적 특성을 더 큰 단위인 출신지 사이의 거리라는 구조적 관계성으로 표현할 수 있는 유용성을 가지고 있다.<sup>2)</sup> 지역주의가 갖는 관계적 측면 중에서 특히 “결혼 연결망”에 초점이 맞추어질 것이다.

따라서 이 글은 다음의 세가지의 주제에 걸쳐 지역 갈등의 관계적 속성을 분석하는 것이다. 먼저 지역간의 결혼에 의해 정의된 사회적 거리감의 구조를 분석을 하고, 어느 지역 출신자들이 자기 자신의 출신도와 결혼하는 경향성이 높은지를 분석할 것이다. 다음으로 지역간의 결혼과 지역감정과의 관계를 살펴보고, 끝으로 결혼과 실제 행위인 투표 행위의 관계를 볼 것이다. 한마디로 지역간의 결혼과 태도(지역감정), 그리고 사회적 행위 사이의 연관을 살펴보는 것이 이 연구의 목적이다.

이 글에서 분석에 사용된 자료는 1988년 10월 1일부터 20일 사이에 도별 인구 규모에 비례한 확률 표집법(pps)을 사용하여 전국 2020명의 20세 이상 성인 남녀를 대상으로 실시된 것이다. 이 자료의 성격은 한국사회학회에서 엮은 「한국의 지역주의와 지역갈등」에 자세히 분석되어 있으므로 여기서는 이에 대한 소개를 생략하겠다.

## II. 결혼에 의한 사회적 거리의 구조적 분석

전국의 각 도 사이에서 발생하는 지역간의 결혼은 지역간 유동에 의해 상호 접촉의 함수로 나타날 것은 거의 자명한 일이다. 그러나, 만일 타지역민과의 빈번한 접촉

2) 사회적 거리감이라는 개념을 도입하여 지역감정을 분석한 연구로는 나간채(1990 : 79-100)의 업적을 들 수 있다. 그러나 이 연구는 분석적이라기 보다는 기술적(技術的) 연구라는 단점을 지닌다. 본 연구에서는 지역간 거리를 각 지역간 결혼이 많이 일어날수록 작아지고 결혼이 억제될수록 증가하는 지수라고 정의한다.

이 있다 하여도 타지역에 대한 배타적 지역 감정이 매우 강하다면, 그 지역민과의 결혼은 억제될 수도 있는 것이다. 여기서는 전국의 각 도 사이에 발생한 지역간 결혼이 지역간 유동과 배타적인 감정이라는 두 변수에 의해 어느 정도나 설명이 되는지를 분석할 것이다.

〈표 1〉은 각 도 사이에 발생한 결혼의 빈도수, 〈표 2〉는 각 출신도 사람이 다른도 사람을 배우자로 선택하기를 꺼린다고 응답한 빈도수, 그리고 〈표 3〉은 각 도 사이의 인구이동의 빈도수를 나타낸다. 먼저 〈표 1〉의 지역간 결혼빈도를 살펴보면, 공통적으로 자기 지역 출신끼리의 결혼빈도가 높다는 것을 발견할 수 있다. 단 서울출신 사람들은 예외인데, 이는 서울로의 이동인구가 많고 그에따른 접촉의 증가로 인하여 서울 사람과 타지역인과의 결혼율이 상대적으로 높다는데 원인이 있을 것이다. 가족의 배우자로서 싫어하는 도민의 빈도를 출신지별로 나타낸 〈표 2〉는 전남과 전북 출신

〈표 1〉 지역간 결혼 빈도

| 배우자<br>응답자 | 서울 | 경기  | 강원 | 충북 | 충남  | 전북  | 전남  | 경북  | 경남  | 제주 |
|------------|----|-----|----|----|-----|-----|-----|-----|-----|----|
| 서울         | 35 | 16  | 2  | 3  | 5   | 5   | 8   | 7   | 13  | 0  |
| 경기         | 17 | 111 | 3  | 7  | 10  | 7   | 8   | 5   | 4   | 0  |
| 강원         | 3  | 7   | 47 | 3  | 1   | 2   | 3   | 6   | 8   | 0  |
| 충북         | 8  | 4   | 4  | 60 | 11  | 3   | 1   | 7   | 2   | 1  |
| 충남         | 11 | 11  | 2  | 8  | 137 | 5   | 2   | 5   | 6   | 1  |
| 전북         | 5  | 6   | 2  | 3  | 7   | 102 | 9   | 5   | 2   | 0  |
| 전남         | 7  | 6   | 1  | 4  | 5   | 13  | 184 | 10  | 9   | 0  |
| 경북         | 5  | 5   | 9  | 6  | 6   | 3   | 7   | 201 | 17  | 1  |
| 경남         | 9  | 4   | 3  | 5  | 6   | 2   | 6   | 17  | 190 | 0  |
| 제주         | 1  | 0   | 0  | 1  | 0   | 0   | 1   | 1   | 2   | 31 |

〈표 2〉 가족의 배우자로서 싫어하는 사람의 출신지별분포

| 대상자<br>응답자 | 서울 | 경기 | 강원 | 충북 | 충남 | 전북  | 전남  | 경북 | 경남 | 제주 |
|------------|----|----|----|----|----|-----|-----|----|----|----|
| 서울         | 4  | 4  | 3  | 4  | 4  | 39  | 41  | 12 | 10 | 6  |
| 경기         | 5  | 0  | 2  | 3  | 3  | 61  | 64  | 8  | 10 | 8  |
| 강원         | 7  | 5  | 1  | 3  | 3  | 42  | 44  | 9  | 12 | 16 |
| 충북         | 6  | 1  | 7  | 1  | 2  | 42  | 48  | 10 | 12 | 14 |
| 충남         | 4  | 2  | 4  | 0  | 0  | 55  | 59  | 8  | 8  | 4  |
| 전북         | 9  | 6  | 9  | 6  | 5  | 1   | 9   | 37 | 36 | 11 |
| 전남         | 12 | 9  | 17 | 11 | 10 | 10  | 5   | 45 | 45 | 12 |
| 경북         | 17 | 11 | 18 | 17 | 18 | 122 | 129 | 4  | 5  | 33 |
| 경남         | 20 | 13 | 15 | 11 | 10 | 101 | 115 | 7  | 1  | 19 |
| 제주         | 4  | 5  | 5  | 6  | 5  | 18  | 18  | 5  | 5  | 0  |

〈표 3〉 지역간 유통

| 현주거지<br>출신지 | 서울  | 경기  | 강원 | 충북 | 충남  | 전북 | 전남  | 경북  | 경남  | 제주 |
|-------------|-----|-----|----|----|-----|----|-----|-----|-----|----|
| 서울          | 117 | 20  | 0  | 0  | 2   | 4  | 2   | 2   | 6   | 0  |
| 경기          | 66  | 158 | 1  | 2  | 1   | 0  | 1   | 2   | 2   | 0  |
| 강원          | 32  | 11  | 52 | 0  | 0   | 1  | 0   | 4   | 6   | 0  |
| 충북          | 29  | 11  | 3  | 53 | 6   | 2  | 0   | 5   | 6   | 0  |
| 충남          | 59  | 24  | 1  | 1  | 124 | 1  | 1   | 3   | 7   | 1  |
| 전북          | 47  | 12  | 2  | 0  | 2   | 99 | 5   | 1   | 9   | 0  |
| 전남          | 69  | 24  | 1  | 1  | 2   | 11 | 163 | 0   | 17  | 1  |
| 경북          | 22  | 16  | 15 | 2  | 1   | 1  | 3   | 230 | 36  | 1  |
| 경남          | 29  | 9   | 2  | 1  | 1   | 0  | 3   | 9   | 242 | 0  |
| 제주          | 3   | 2   | 0  | 1  | 0   | 0  | 0   | 0   | 3   | 36 |

에 대한 거부감이 전국적으로 높게 나타난다는 것을 보여준다. 경북, 경남에 대한 거부감은 전남, 전북에 대한 거부감보다는 훨씬 덜하지만 호남 다음으로 높은데, 거부감을 보이는 주된 지역민은 호남 사람이라는 것을 알 수 있다. 도 사이의 인구이동을 나타내는 〈표 3〉은 서울과 경기라는 수도권으로의 인구 이동이 높고, 그 다음으로 경상도로의 이동이 많음을 보여준다.

이와 같이 표의 각 항(cell)을 중심으로 해석을 하는 것은 표의 전체적인 구조를 분석하기에는 미흡한 면이 많이 있다. 각 표에 어떠한 구조적인 동일성이나 차이성이 나타나는지를 분석하기 위한 작업으로 도간의 거리를 다음과 같이 조작적으로 정의하였다.<sup>3)</sup>

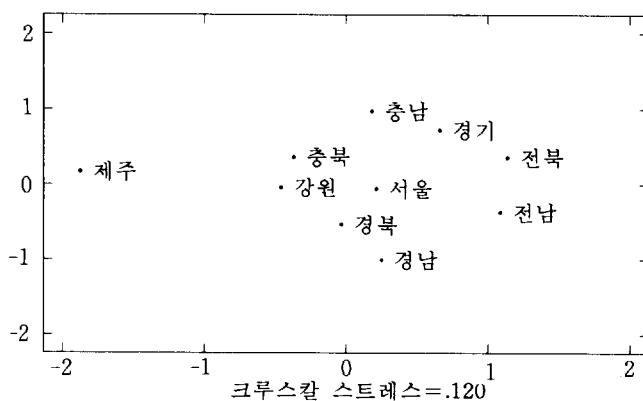
$$\text{결혼 거리}_{ij} = \text{Log}(M_{ji} \times M_{ij} / M_{ij} \times M_{ji}),$$

$$\text{심리적 거리}_{ij} = -\text{Log}(H_{ji} \times H_{ij} / H_{ij} \times H_{ji}),$$

$$\text{유동 거리}_{ij} = \text{Log}(F_{ji} \times F_{ij} / F_{ij} \times F_{ji}).$$

유사성 지표(index of similarity)를 조작화 하는데는 다양한 방법들이 있으나 (Aldenderfer and Blashfield, 1984 ; Sokal and Sneath, 1963) 여기서 사용한 거리의 지표는 로그오드 비율이다. 이 지표는 i, j사이의 거리를 난외(欄外) 빈도(marginal frequency)를 통제 하고 잴 수 있다는 장점이 있다(Blau and Schwartz, 1984). 이 세 행렬에 나타난 구조를 효율적으로 분석하기 위하여서 다차원 축적도(Multidimensional Scaling : MDS, Kruskal, 1982 ; Arable and Boorman, 1973 ; Davison, 1983)라는

3) 항이 0의 값을 갖는 경우의 로그오드 비율은 부정, 혹은 불능이 되는 문제가 있다. 이러한 문제를 피하기 위하여 관행을 따라 0인 항에는 0.5를 더하였다.

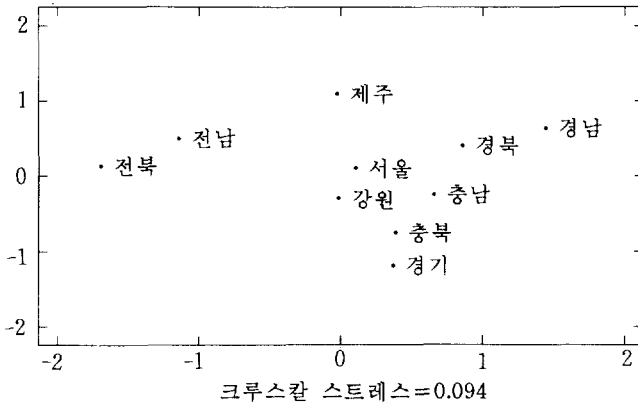


〈도표 1〉 지역간 결혼의 사회적 거리

방법이 사용되었다. 이 방법은 통계적으로 상당히 복잡한 기법이어서 이에 대한 소개는 본 연구의 범위를 벗어나지만 간략히 소개하자면 행렬에 표시된  $i, j$ 사이의 거리를  $n$ 차원의 지도로 표현하는 기법이다. 예를 들어 각 도시간의 거리를 나타낸 행렬 (milage chart)을 MDS 계산 패키지에 입력하면 도시간의 지도를 그려주어 시각적으로 도시간의 거리를 볼 수 있게 하여 준다. 예를 들어  $i$ 도와  $j$ 도 사람 사이에 결혼을 많이 하면 MDS 공간에 표현된 두 도 사이의 거리는 가깝게 나타난다. 물론 이 공간에서의  $i, j$ 사이의 거리는 이 둘 사이의 거리만을 충족시켜주는 것이 아니라 이 두점과 다른 모든 점들과의 거리도 동시에 만족시켜준다.<sup>4)</sup> 스트레스(Stress)는 MDS 공간에 표현된 점들 사이의 거리 행렬과( $D^*$ ) 관찰된 거리 행렬( $D$ ) 사이의 차이의 정도를 표시하는 계수로서 회귀분석의  $(1-R^2)$ 와 흡사한 지표이다. MDS를 계산하기 위하여 SYSTAT 패키지가 사용되었다.

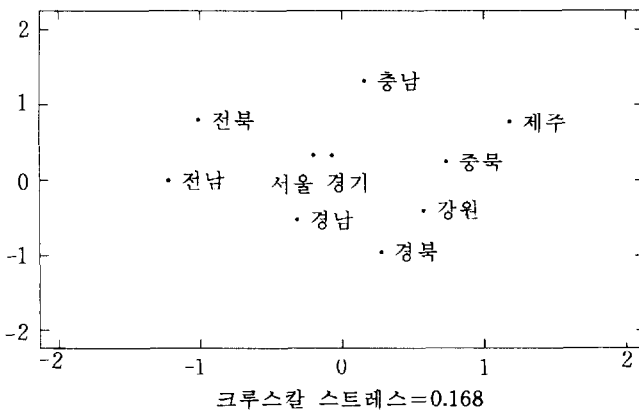
〈도표 1〉 - 〈도표 3〉은 각각 결혼거리와 심리적 거리(好惡度), 그리고 이동거리 (mobility distance)를 2차평면에 시각적으로 보여주고 있다. 지역간의 결혼 빈도에 대한 상대적 거리를 나타내주는 〈도표 1〉은 제주가 가장 변방에 위치하고 호남이 그 반대 방향의 끝에 위치함을 보여준다. 지역간 결혼 빈도에 있어 제주의 상대적 거리가 타도와 먼 것은 제주가 지리적으로 고립되어 있기 때문에 접촉기회의 부족으로 인해 타지역과의 결혼빈도가 낮아졌다고 설명할 수 있다. 또 제주는 전남북과 가장 먼 거리에 위치하고 있는데, 이는 이들 지역간의 결혼빈도가 전국에서 가장 낮다는 것을 보여준다. 서울은 평면의 가장 중심부에 자리잡아 다른 어느 도와도 비교적 가까이 위치함을 보여준다. 특히 서울이 영남출신에 대한 결혼거리가 호남출신에 대한 거리보다 가깝다는 점은 특기할만 하다.

4) 지도가 두 도시만의 거리를 만족시키는 것이 아니라 모든 도시사이의 거리를 만족시키는 것과 마찬가지로 논리이다.



〈도표 2〉 배우자로 거리는 주관적 거리

〈도표 2〉는 호오도에 있어서 전남북이 다른 도와 가장 먼 거리에 특히 경남북과 정반대편에 위치하여 이들과의 거리가 가장 멀다는 것을 보여준다. 또 전북, 전남보다는 덜하지만 경북, 경남의 경우도 하나의 군을 이루고 있는 서울, 강원, 충청, 경기와는 어느 정도 거리가 있음이 드러난다. 서울을 중심으로 강원, 충북, 경기, 제주 등은 중심부에 모여있어 이들에 대한 거리는 비교적 가깝게 나타나고 있다. 지역간의 유동을 분석한 〈도표 3〉은 맨 중앙에 서울과 경기를 가까이 위치시키고 있다. 이는 각 지역으로부터 이들 지역으로 이동이 활발하다는 것을 의미한다. 제주와 전남북사이의 이동은 가장 적으며 충남과 경북사이의 이동도 드문 편이다. 한편 서울과 경기의 높은 이동을 이외에 강원과 경북, 강원과 충북사이의 이동도 상당히 높음이 드러난다. 이들 지역은 지리적으로 인접한 지역이라는 사실이 흥미롭다. 또 전남북의 이동 목적지로서 서울 이외에 경남도 상당히 가깝게 나타난다는 것에 주목할 필요가 있다.



〈도표 3〉 지역간 인구이동의 사회적 거리



(도표 1)에 나타난 전국의 도간의 결혼 거리가 결혼 배우자로서 거리는 심리적 거리감에 의해 결정된 것이라면 지역감정이 결혼이라는 행위에 커다란 영향을 미친다고 이야기 할 수 있다. 그러나 지역 감정이 적어도 1988년까지 누적적으로 전국에서 발생한 지역간의 결혼을 설명하는데 별 역할을 못한다면, 감정과 행위의 불일치를 의미하는 것이고, 이는 전국의 각 도 사이에 존재하는 지역 감정이 결혼을 설명하는 데는 중요하지 않다고 추리할 수 있는 것이다.

이러한 분석을 위하여 다음과 같은 회귀 분석을 실시하였다.<sup>6)</sup>

$$\begin{aligned} \text{결혼 거리}_{ij} &= a \text{ 심리적 거리}_{ij} + b \text{ 유동 거리}_{ij} + \epsilon_{ij} \\ &= 0.1 \text{ 심리적 거리}_{ij} + .71^{**} \text{ 유동 거리}_{ij} + \epsilon_{ij} \\ & \qquad \qquad \qquad (.10) \qquad \qquad \qquad (.77) \end{aligned}$$

단, 괄호안의 숫자는 표준화된 회귀계수,  
 $**p \leq .0001$ ,  $N = n(n-1) / 2 = 45$ ,  
 $R^2 = .70$

이 분석의 결과는 각 도 사이의 결혼 거리에 영향을 미치는 요소는 심리적으로 느끼는 거리감이 아니라, 단지 도 사이의 유동이라는 사실을 밝혀준다. 즉, 도 사이의 결혼이 심리적 거리감에 의해 약화될 것이라는 일반적 기대와는 달리 다른도 출신 주민들과의 접촉의 기회를 제공하는 도 사이의 유동이 지역간 결혼을 결정하는 중요한 요인으로 등장한 것이다. 결혼 거리와 심리적 거리 사이의 비교적 높은 통계적으로 유의적인 단순상관관계( $r = .54$ )가 유동 거리를 통제하면 부분상관계수가 통계적으로 무의미해지는 것이다. 이러한 회귀분석은 전국의 도간 거리를 대상으로 분석하였기 때문에 지역감정의 핵이 되는 영호남 사이의 관계와 타지역의 호남에 대한 관계가 간과된 경향이 있다. 따라서 영호남에 대한 결혼의 관계에 초점을 맞춘 분석을 할 필요가 있게 된다. 지역에 대한 편견을 연구해온 문헌은 1959년 이진숙의 문헌을 필두로 호남인에 대한 부정적 평가와 편견이 지속되고 있음을 보고하고 있기 때문이다(이진숙, 1959 : 82 ; 고흥화 외, 1976 ; 나간채, 1990 ; 김진혁, 1989 : 48).

### III. 결혼의 지역적 지향성

호남인에 대한 편견연구에 더하여 궁극증을 불러 일으키는 것은 “그렇게 지속적이

6) 여기에서 제시한 인과 모델이 다른 대안적 모델, 예를 들면, 심리적거리가 유동거리에 영향을 미치는 모델이나 혹은 결혼 거리가 심리적 거리에 영향을 미치는 등의 대안적 모델 중 가장 설득력있는 모델이라는 주장을 하려는 것은 아니다. 단지 결혼거리를 종속변수로 상정하였을때 이것을 설명하는 변수가 무엇인가에 초점을 두었을 뿐이다.

고 강한 호남인에 대한 편견에 상응하는 실제의 차별이 존재하는가”라는 물음이다. 여기서는 이 물음에 대한 답을 모색하기 위해 각 지역 간의 실제 결혼이 어떻게 이루어졌는가를 영호남을 중심으로 살펴볼 것이다. 이러한 연구는 앞서 살펴보았듯이 결혼 대상자로서의 호남인에 대한 거부감이 실제 결혼에서는 어떻게 나타나는가를 확인하는 작업이 될 것이다.

먼저 1950년대부터 1980년대에 이르기 까지 시기별로 지역간 결혼(CRM : CROSS-REGIONAL MARRIAGE, 서로 다른 출신도 사람끼리 결혼하는 것)과 지역내 결혼(IRM ; INTRA REGIONAL MARRIAGE : 같은 출신도 사람끼리 결혼하는 것)이 어떻게 이루어지는가를 살펴보면 다음의 표와 같다.

〈표 4〉에서 확인되는 것은 시간이 흐를수록 IRM의 비율은 감소하고 역으로 CRM의 비율은 증가한다는 점이다. 이것은 시간이 흐를수록 인구의 이동과 각도 사람들의 접촉이 증가함으로써 발생하는 현상이라고 생각할 수 있을 것이다.

〈표 4〉 시기별 IRM/CRM 비율

명(%)

|     | 50년대    | 60년대    | 70년대    | 80년대    | 계        |
|-----|---------|---------|---------|---------|----------|
| IRM | 188(76) | 305(71) | 326(55) | 325(51) | 1144(60) |
| CRM | 60(24)  | 124(29) | 268(45) | 322(49) | 786(40)  |

여기에서 우리는 어느 도의 사람들이 자신의 출신도 사람들과 결혼하는 내적 지향성의 비율이 높은지를 분석하고자 한다. 이를 위하여 먼저 모든 도의 사람들이 타도 사람과 접촉할 확률이 같다는 가정을 하고 (이 가정은 다음의 모델에서 부분적으로 수정될 것이다) 이러한 가정에 근거하여 통계적으로 예측된 IRM 비율이 관찰된 IRM율과 어떠한 차이를 보이는가를 보기로 한다. 예를 들어 전국에 A도 출신이 40명, B도 출신이 60명 살고 자유 이동과 아무런 구조적 배타성이 없다고 가정한다면 A도의 통계적으로 기대되는 IRM 비율은  $.4^2 = .167$ , B도의 IRM 비율은  $.6^2 = .36$ 이 될 것이다 (남녀의 비율이 동일하기 때문에 성을 고려해도 마찬가지로 비율이 나온다). 즉, 구성비에 따라 IRM의 비율이 통계적으로 달라지는 것이다. 어느 한 지역 출신 사람들이 전체 인구에서 차지하는 비율이 높다면, 그 지역 사람들끼리 결혼할 확률은 점유비율이 낮은 도 사람들끼리 결혼할 확률보다 높을 것이라는 추론이다. 예를들어 서울에 사는 사람의 대부분이 타도 출신이라면, 서울 사람들이 서울사람과 결혼하는 IRM의 비율은 통계적으로 작게 나타날 것이 당연하다. 따라서 각 지역민의 결혼에 대한 친화력이나 배타성을 확인하기 위해서는 각 도의 구성비를 통제해야 한다. 이를 위하여 인구 구성비를 통제된 IRM의 기대치를 구하는 공식을 다음과 같이 조작적으로 정의

하였다.

인구 구성비를 통제한  $IRM_i = ((EXP_i - OBS_i) / n_i) \times 100$ ,

단  $EXP_i$ 는  $i$ 도 출신 사람이  $IRM$ 을 할 기대 빈도수 ( $P_i^2 \times N$ ),

$OBS_i$ 는  $i$ 도 사람들끼리 결혼한 빈도수.

$P_i$ 는  $i$ 도 사람의 구성 비율 ( $n_i / N$ ).

〈표 5〉는 각 출신도별로  $IRM$ ,  $CRM$ , 그리고 인구비를 통제한  $IRM$  비율을 보여주고 있다.<sup>6)</sup>

인구비를 통제한  $IRM$  비율을 볼 때 제주도가 가장 높다는 사실을 알 수 있으나, 이는 제주도가 섬이라는 사실을 고려하면 쉽게 수긍이 가는 사실이다. 그 다음으로 전라도와, 경상, 충청, 강원, 경기, 서울의 순서로 지역내 결혼이 높은 것으로 나타나는데, 이러한 순서는 인구 이동이 고려되지 않은 수치이기 때문에 기준모델(base line model)로서만 의미를 지닌다. 예를 들어 이 표에서 서울 출신인들의 지역내 결혼비율이 가장 낮은 것은 각도 출신 사람들의 인구이동의 목표가 주로 서울이고 타 지역 출신인과의 접촉 기회가 타 지역인에 비해 높기 때문인 것으로 생각될 수 있는 것이다.

〈표 5〉 각도별  $IRM$ ,  $CRM$ , 인구비를 통제한  $IRM$  비율

|                   | 서울            | 경기            | 강원            | 충청            | 전라            | 경상             | 제주          | 계             |
|-------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------|-------------|---------------|
| $IRM$<br>(%)      | 70<br>(21.3)  | 222<br>(46.1) | 94<br>(43.1)  | 432<br>(58.5) | 616<br>(68.8) | 850<br>(71.2)  | 62<br>(78)  | 2346<br>(60)  |
| $CRM$<br>(%)      | 258<br>(78.7) | 260<br>(53.9) | 124<br>(56.9) | 306<br>(41.5) | 280<br>(31.2) | 344<br>(28.8)  | 18<br>(22)  | 1590<br>(40)  |
| 계<br>구성비          | 328<br>(8.0)  | 482<br>(12.2) | 218<br>(5.5)  | 738<br>(18.8) | 896<br>(22.8) | 1194<br>(30.3) | 80<br>(2.0) | 3936<br>(100) |
| 인구비를<br>통제한 $IRM$ | 13.3          | 33.9          | 37.6          | 39.7          | 46.0          | 40.9           | 75.5        |               |

인구이동으로 인한 접촉의 확률을 통제하여야만 특정 지역 출신의 배타적 결혼을 밝힐 수 있다. 인구이동의 문제를 처리하는 방법으로 서울에 거주하는 각 지역출신인의  $IRM$ 과  $CRM$ 비율을 조사하였다. 일단 서울에 거주하는 사람들은 각도 사람들을 접촉할 확률이 동일하다는 가정을 하는 것이다.

6) 이 표의 빈도는 결혼한 사람의 숫자를 나타낸다. 즉, 응답자와 응답자의 배우자가 함께 빈도로 나타나기 때문에 전체 응답자는 2020명이지만 결혼한 사람의 빈도수가 3936명으로 나타났다.

〈표 6〉 서울 거주자의 IRM, CRM과 인구비통제 IRM 비율

|              | 서울            | 충청            | 전라            | 경상            | 기타            | 계             |
|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| IRM<br>(%)   | 62<br>(27.4)  | 82<br>(37.3)  | 128<br>(52.0) | 40<br>(25.3)  | 64<br>(23.0)  | 376<br>(33)   |
| CRM<br>(%)   | 164<br>(72.6) | 138<br>(62.7) | 118<br>(48.0) | 118<br>(74.7) | 214<br>(77.0) | 752<br>(67)   |
| 계<br>구성비     | 226<br>(20.0) | 220<br>(19.5) | 246<br>(21.8) | 158<br>(14.0) | 278<br>(24.6) | 1128<br>(100) |
| 인구비통제<br>IRM | 7.4           | 17.8          | 30.2          | 11.3          | -1.4          |               |

서울에 거주하는 각 도 출신인의 인구비를 통제한 IRM 비율을 조사해 본 〈표 6〉의 결과는 서울 출신인과 영남 출신인이 기타를 제외하고 가장 낮은 IRM 비율을 나타낼 것을 보인다. 이것은 이들에 대한 전국적인 거부감이 존재하지 않으며 결혼에 있어서 이들의 응집력이 미약하다는 사실을 시사해준다. 반면에 호남인이 가장 높은 IRM 비율을 나타낸다. 이는 서울로 이동한 호남 출신인이 자기 고향사람끼리 결혼하는 비율이 다른 도에 비해서 높다는 것을 의미한다.<sup>7)</sup> 이를 거꾸로 말하면 이들은 다른 출신도 사람과 가장 적은 비율로 결혼하는 집단이라는 것이다. 그러나 이 결과를 놓고 다른 도 사람들이 결혼에 있어 호남인에 대한 배척이 심하다고 단정지을 수는 없다. 왜냐하면 이 결과는 호남인의 “내집단 응집력”이 강한 것으로 파악할 수도 있으며, 이는 호남인들의 타도 배척으로 설명될 수도 있기 때문이다. 하지만 분명한 것은 호남인에 대한 배척이든, 호남인의 응집력이든 서울로 이동한 호남인들은 자기들끼리의 결혼 비율이 가장 높은 집단이라는 점이다. 결혼을 경제적으로 비슷한 계층끼리의 결합으로 생각한다면(homogamy) 서울에서의 이들의 상대적 계층 동질성이 높기 때문에 호남인의 IRM 비율이 높아진 것이라고 해석할 수 있으나 이러한 해석은 좀 더 심층적인 보충이 필요한 잠정적인 것이다.

이번에는 좀 더 범위를 넓혀서 전국적으로 유동을 경험한 사람들, 즉 출생지와 거주지가 다른 사람들의 IRM과 CRM을 살펴 보겠다.

7) 물론 호남인이 자신의 출신도에서 결혼한 후 서울로 이동한 경우가 다른도 출신사람들이 결혼 후 서울로 이동한 경우보다 많다면 이러한 해석은 무의미해진다는 반론이 있을 수 있다. 그러나 유독 호남사람들만이 결혼 후 이동하였을 뚜렷한 이유가 없기 때문에 이러한 반론은 우리의 발견에 타격을 주는 것 같지 않다.

〈표 7〉 출신지와 거주지가 다른 사람들의 IRM, CRM, 인구비통제 IRM비율

|              | 서울           | 충청            | 전라            | 경상            | 기타            | 계             |
|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| IRM<br>(%)   | 8<br>(10.8)  | 138<br>(46.9) | 184<br>(55.1) | 80<br>(29.2)  | 84<br>(33.6)  | 494<br>(40.3) |
| CRM<br>(%)   | 66<br>(89.2) | 156<br>(53.1) | 150<br>(44.9) | 194<br>(70.8) | 166<br>(66.4) | 732<br>(59.7) |
| 계<br>구성비     | 74<br>(6.0)  | 294<br>(24.0) | 334<br>(27.2) | 274<br>(22.3) | 250<br>(20.4) | 1126<br>(100) |
| 인구비통제<br>IRM | 4.8          | 22.9          | 27.9          | 6.9           | 13.2          |               |

〈표 7〉의 결과도 앞에서의 서울 거주민의 경우와 비슷한 양상을 보여준다. 즉 서울과 경상이 낮은 IRM 비율을 보이고 호남이 높은 IRM 비율을 보인다는 점에서는 서울 거주민을 분석한 경우와 유사하다. 일관되게 호남인이 높은 IRM 비율을 보여준다는 사실과 영남인이 낮은 IRM 비율을 보여준다는 사실은 한국사회의 결혼에 있어 도별로 지역간 결혼 양상이 매우 큰 차이를 나타낸다는 것을 보여준다. 서울에 사는 호남인과 영남인의 IRM 비율의 차이는 인구비를 고려하더라도 18.9%이며 인구비를 고려하지 않은 순수한 IRM 비율의 차이는 26.7%이다. 이 결과는 지역이동을 경험한 사람들의 경우에도 마찬가지여서 인구비를 고려한 경우 호남과 영남의 IRM 비율의 차이는 21%, 인구비를 고려하지 않은 경우는 25.9%이다.

이상의 결과는 한국사회에서 도별 결혼의 친화성과 배타성이 분명히 존재한다는 것을 보여준다. 그러나 그 이유가 특정 지역에 대한 선호나 배척때문인지 아니면 경제적인 이유에서인지, 또는 다른 이유가 존재하는지는 우리의 자료로는 확증할 수 없다. 이 사실을 호남인의 경우에 국한시켜 본다면 호남인들은 자기들끼리 결혼하는 비율이 전국에서 가장 높은 집단임에 분명하지만, 그것이 호남인에 대한 편견과 배척때문이라고 단정할 수는 없다는 것을 의미한다.

#### IV. 결혼과 지역 감정

앞에서의 분석은 전국의 모든 도 사이의 결혼거리는 지역감정과 직접적인 연관이 없음을 밝혔다. 또한 호남인의 IRM은 타도에 비해 높게 나타나는 내적 지향성이 강함을 보였다. 여기서는 분석의 시각을 바꾸어서 과연 호남인과 지역간의 결혼이 지역 감정과 어떤 연관을 맺는지를 분석하고자 한다. 어떤 편견을 가진 대상에 대하여 편

견을 감소 시키는데 가장 많이 언급되는 방법은 편견의 대상이 되는 사람과의 접촉이다. 한국 사회의 지역갈등에 있어서 편견대상과의 접촉은 지역감정을 어떻게 변화시킬 것인가? 여기서는 가장 밀착되어 있고 지속적인 접촉방식인 결혼이 지역감정과 어떻게 관련되는가를 살펴볼 것이다. 보다 구체적으로는 호남 출신과 결혼한 사람들과 결혼하지 않은 사람들의 두 집단을 구분하고 이 두 집단이 결혼 대상자, 친구, 동업자, 이웃으로서 영호남사람에 대해 얼마나 거리감을 느끼는지 알아보겠다. 또 이에 대한 보충적 연구로서 호남출신과 영남출신이 서로 결혼한 경우와 그렇지 않은 경우에 대해서도 위의 거리감을 살펴보겠다.

〈표 8〉 영, 호남 출신에 대한 거부율

(1) 호남 출신에 대한 거부율 (%)

| (N) 거부율                | 결혼   | 동업   | 친구   | 이웃   |
|------------------------|------|------|------|------|
| 호남출신과 결혼한 다른 도 출신(65)  | 9.2  | 24.6 | 23.1 | 15.4 |
| 호남출신과 결혼하지 않은 경우(1407) | 35.8 | 40.6 | 31.3 | 26.8 |

(2) 영남인에 대한 거부율 (%)

| (N) 거부율                | 결혼  | 동업   | 친구  | 이웃  |
|------------------------|-----|------|-----|-----|
| 호남출신과 결혼한 경우(65)       | 7.7 | 15.4 | 9.2 | 6.2 |
| 호남출신과 결혼하지 않은 경우(1407) | 4.3 | 6.9  | 2.9 | 2.1 |

먼저 호남출신에 대한 거부감을 살펴 보자. 호남 출신과 결혼한 타 지역 응답자들은 결혼 대상자로서의 호남인에 대한 거부감이 가장 낮게 나타난다. 이들이 호남출신(여기서는 전남출신에 대한 것임)을 결혼 상대자로 받아들이는데 있어 거부감을 나타내는 비율은 9.2%이다. 그러나 동업자로서의 거부감은 매우 높아서 전남출신에 대해 24.6%의 거부율을 보여준다. 이 사이에 친구로서의 거부감(23.1%), 이웃으로서의 거부감(15.4%)의 순으로 높은 거부율을 보여준다. 이 결과는 결혼을 경험한 사람들이 역시 결혼에 대한 거부율이 낮다는 것을 보여주며 호남인에 대한 편견의 주 내용이 불신이기 때문에(김진혁, 1989 : 53) “불신”이 가장 민감하게 작용하는 부분인 “동업”에서 가장 높은 거부감이 나타난다고 해석할 수도 있다.

호남출신과 결혼하지 않은 사람들의 경우는(호남출신은 물론 제외 된다) 동업자로서의 호남인에 대해 40.6%의 높은 거부율을 보여주고 결혼이 그 다음이며(35.8%), 친구(31.3%), 이웃(26.8%)의 순으로 높은 거부감을 나타낸다. 네 항목 모두 호남출

신과 결혼한 응답자에 비해 호남출신에게 높은 거부감을 보여주고 있다. 특기할 점은 호남출신과 결혼한 응답자의 경우 가장 낮은 거부율을 보였던 “결혼 상대자로서의 호남인”에 대한 거부율이 호남출신과 결혼하지 않은 사람들에게는 두번째로 높은 거부율을 나타냈다는 점이다. 이 사실은 실제 결혼이 지역별로 어떻게 이루어졌건, 호남인에 대한 결혼 상대자로서의 거부감이 상당히 높게 나타난다는 것을 보여준다.

영남출신에 대한 거부감을 비교해보면 호남인과 결혼하지 않은 응답자들의 경우에는 전반적으로 영남인에게 낮은 거부감을 나타낸다. 이 낮은 거부감은 각 도 출신에 대한 기본적인 최소한의 거부감의 범위를 넘어서지 않는 것이다. 호남 출신과 결혼한 사람들이 영남출신에 대해 느끼는 거부감을 살펴보면 이들은 호남인과 결혼하지 않은 사람들에 비해 전체적으로 높은 거부율을 보여준다는 사실을 알 수 있다. 이 점은 “결혼”이 지역감정을 확대, 혹은 축소시킨다는 점을 대체로 지지한다. 즉 호남사람과 결혼한 사람은 호남인에 대한 거부감이 줄고 영남인에 대한 거부감은 증가하는 것을 의미한다. 그런데 흥미로운 사실은 호남인과 결혼한 응답자들이 영남인에 대해서 보다 호남인에 대해 더 높은 편견을 나타내고 있다는 것이다. 즉 이들은 호남인과 결혼하지 않은 응답자들에 비해 호남인에 대한 거부감은 적고 영남인에 대한 거부감은 더 크지만 거부감의 정도에 있어 결혼을 통한 “내집단”이라고 생각되는 호남인에 대해서 영남인 보다 더 높게 거부감을 표현하고 있는 것이다. 이 사실은 호남인에 대한 편견이 광범위하게 그리고 깊게 한국사회에 퍼져있으며 상대적으로 영남인에 대한 편견은 희박하다는 것을 보여준다. 또한 이러한 편견은 결혼과 같은 긴밀하고 지속적인 접촉을 통해서도 상당부분이 남아있는 성격의 것이라는 점이 드러나는 것이다.<sup>8)</sup>

지금까지의 분석결과를 간단히 정리한다면 다음과 같다. 호남인과의 결혼은 호남인에 대한 편견을 상당히 감소시킨다. 특히 결혼 대상자로서의 호남인에 대한 거부감을 대폭 감소시키는 경향이 있다. 그러나 호남인에 대한 편견은 광범위하게 분포되어 있고 뿌리 깊은 것이어서 호남인과 결혼한 사람들조차도 영남인에 대해서 보다 호남인에 대해서 더 큰 거부감을 나타낸다. 영남출신에 대한 거부감은 호남인과 결혼한

8) 이상의 연구에 하나의 보완으로서 영호남출신 부부(부부중 어느 한쪽이 영남이고 나머지가 호남인 부부)와 그 이외의 부부들의 호남인에 대한 거부감을 같은 항목에 대해서 살펴보았다. 결과는 아래와 같다.

| 호남인에 대한 거부율 | 결혼   | 동업   | 친구   | 이웃   |
|-------------|------|------|------|------|
| 영호남 부부(25)  | 6.8  | 18.2 | 11.4 | 9.1  |
| 기타 부부(988)  | 33.2 | 34.9 | 27.0 | 23.6 |

이 결과는 호남인과 결혼하였거나 그렇지 않은 응답자들의 결과와 비교해 볼 때 전반적인 수치는 다소 낮아졌지만 그 경향과 거부감을 강하게 나타내는 항목의 순서에 있어 거의 동일하다. 따라서 호남인에 대한 거부감의 정도는 앞서의 분석결과와 유사하게 나타난다.

응답자들에게서 그렇지 않은 응답자들 보다 약간 높게 나타나지만 전체적으로 거부감이 미미하게 나타난다.

지역간 결혼과 주관적 태도 사이의 관계에 대한 이상의 분석은 과연 지역간 결혼이 구체적인 행위에서도 다르게 표출되는가라는 문제를 제기하게 된다.

## V. 결혼과 투표 행위

이 절에서는 결혼의 관계적 성격이 구체적인 행위인 투표에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하기로 한다. 기존의 투표행위에 대한 분석은 투표자의 속성에 근거하여 이루어졌으나(차종천, 1990; 유석춘·서원석, 1989; 김진혁, 1989), 여기에서는 투표자의 관계적 성격에 중점을 둔다는 특성이 있다. 즉, 전라도 출신 사람들이 김대중후보에 투표하는 성향이 매우 강하다는 사실은 이미 밝혀졌지만 전라도 출신 남편과 결혼한 여자는 과연 누구에게 투표할 것이며, 또한 전라도 출신 여자와 결혼한 비전라도 출신 남편이 김대중후보를 선택할 확률이 어느 정도인가에 대한 분석은 전혀 없었던 것이다. 따라서 여기에서의 관계적 분석의 목적은 관계성의 발현적 속성(emergent property)을 분석하는 것이다.

우선 김대중후보에게 투표를 했으면 1, 다른 후보나 기권을 한 사람은 0으로 가변수 처리하여 이 종속변수에 영향을 미치는 요인들을 살펴보기로 한다. 종속 변수가 불연속 변수이고 특히 0과 1로 양분되었을 때에는, 일반 회귀분석은 오차의 동분산성 가정이 만족되지 않을 뿐만 아니라 종속변수의 예측치가 0과 1의 영역을 벗어나게 된다. 이러한 문제를 해결한 로짓 모델을 사용하는 것이 가장 좋은 기법중의 하나로 알려져 있다. 이분 로짓(binary Logit) 모델은 로그선형 모델과는 달리 연속변수와 불연속 변수가 동시에 독립변수로 사용될 수 있다는 장점이 있다(Hanushek and Jackson, 1977). 이 로짓 모델의 일반 형태는 다음과 같다.

$$P_1 = \text{Prob}(Y_1=1) = F(X_1\beta) = 1/(1+e^{-X_1\beta}).$$

$P_1$ 는 김대중 후보에 투표할 확률,  $X_1$ 는 1인 벡터와 독립변수의 집합이 연결된 행렬(concatenated),  $\beta$ 는 maximum likelihood estimation을 통해 추정된 계수의 벡터이다.  $P_1$ 는 0과 1사이의 범위를 갖고  $X_1$ 는  $-\infty$ 와  $+\infty$ 사이의 범위를 갖는다.

이 모델에서 사용하는 독립변수는 교육수준, 소득수준, 나이 등과 같은 속성 변인과 지역간의 결혼을 나타내는 더미변수의 집합들이다. 우선 더미변수들은 다음과 같



응답자의 아내  
전라 비전라

|           |     |      |      |
|-----------|-----|------|------|
| 남편<br>응답자 | 전라  | JJ   | MJFN |
|           | 비전라 | MNFJ | NN   |

JJ=1 : 부부가 둘다 전라도 출신인 경우(n=284)  
=0 : 그렇지 않은 경우.  
MJFN=1 : 남편응답자가 전라,  
아내는 비전라인 경우(n=31)  
=0 : 그렇지 않은 경우.  
MNFJ=1 : 남편응답자가 비전라  
아내는 전라인 경우(n=22)  
=0 : 그렇지 않은 경우.

응답자의 남편  
전라 비전라

|           |     |      |      |
|-----------|-----|------|------|
| 아내<br>응답자 | 전라  | JJ   | FJMN |
|           | 비전라 | FNMJ | NN   |

FJMN=1 : 아내응답자가 전라  
남편은 비전라인 경우(n=39).  
FNMJ=1 : 아내응답자는 비전라  
남편은 전라인 경우(n=41).  
NN=1 : 부부가 다 전라가 아닌경우(n=1042)  
=0 : 그렇지 않은 경우.

이 개념화 되었다.

이 더미 변수화 과정에서의 가정은 부부가 둘다 전라도 출신이거나 부부가 모두 비전라도 출신일 경우는 남자 응답자와 여자 응답자 사이에 김대중 후보에 투표할

| 독립변수           | 모델 1          |  | 모델 2(유세초기)    |      | 모델 3(실제 투표)   |      |
|----------------|---------------|--|---------------|------|---------------|------|
|                | 계수            |  | 계수            | 기대확률 | 계수            | 기대확률 |
| 상수             | -.010         |  | -3.032***     | .05  | -3.147***     | .04  |
| 수입             | -.000         |  |               |      |               |      |
| 나이             | .000          |  |               |      |               |      |
| 교육             | .005          |  |               |      |               |      |
| JJ             | .818***       |  | 4.783***      | .85  | 4.926***      | .86  |
| MJFN           | .565***       |  | 3.357***      | .58  | 3.606***      | .61  |
| MNFJ           | .093***       |  | -.033         | .05  | 1.300*        | .14  |
| FJMN           | .598***       |  | 3.501***      | .62  | 3.726***      | .64  |
| FNMJ           | .473***       |  | 2.786***      | .44  | 3.195***      | .51  |
| Log-likelihood | -376***       |  | -392.91***    |      | -380***       |      |
| $\chi^2$       | 865           |  | 825           |      | 857           |      |
| 자유도            | 8             |  | 5             |      | 5             |      |
| 옳게 예측된 비율      | 299/354 = .84 |  | 284/351 = .80 |      | 308/354 = .87 |      |

\*\*\* p ≤ .00000

\* p ≤ .05

N = 1460.

확률에 차이가 없다는 것이다.<sup>9)</sup>

모델 1에는 인구사회학적 변인으로서 응답자의 수입과 나이, 교육과 앞에서 조작화한 더미변수를 모두 넣은 것이다. 이 모델은  $P=10^{-13}$  정도에서 유의하나 인구사회학적인 계수들의 유의도가 전혀 없다. 수입이나 나이, 교육 같은 인구사회학적 변인이 김대중후보를 투표하는데 영향이 없다는 결과는 기존의 연구결과들과 일치하는 것이다. 따라서 지역변수들만이 유의하게 나타났으므로 이들 변수만을 로짓 방정식에 포함시켜 모델의 효율성을 증가시켰다. 유세 초기에 특정 후보를 투표하기로 결정한 사람이 유세 과정을 거치면서 실제로는 누구에게 투표하였는지의 변화를 살펴보기 위하여 유세초기의 지지와 실제투표에서의 지지를 각각 따로 모델로 세웠다. 두 모델에서 계수의 변화는 투표자가 남편, 혹은 아내의 출신도에 따라 선거기간중 실제로 마음을 바꾸는지를 밝혀줄 것이기 때문이다. 표에서 모델 2는 유세초기에 김대중후보를 선택할 확률에 대한 분석이고, 모델 3은 실제 투표에서 그에게 투표할 확률에 대한 분석이다. 기대 확률이란  $\text{Prob}(Y_i=1)=1/(1+e^{-X_i\beta})$ 로서 모델 3의 기대확률을 계산하는 공식은 다음과 같다.

$$1/(1+e^{-(-3.032+4.78 \text{ JJ}+33.36 \text{ MJFN}-0.013 \text{ MNFJ}+3.50 \text{ FJM}+2.78 \text{ FNMJ})})$$

예를들어 비전라도 출신 남편과 함께 사는 전라도출신 여자응답자(FJM=1인 경우)가 김대중에게 투표할 확률은 다른 모든 더미 변수가 0이 되므로 상수와 FJM의 계수만 남아  $1/(1+e^{-(-3.032+3.50)})$ 이 된다.

유세초기에 특정후보에게 투표하기로 작정한 것을 분석한 모델 2에는 매우 흥미로운 현상이 나타난다. 부부가 모두 전라도인 경우 김대중후보에게 투표할 확률이 .85나 되는 것은 기존 연구의 결과들로부터 기대한 바대로이다. 그러나 타도 출신 여자와 사는 전라도 출신 남편응답자(MJFN), 혹은 타도 남자와 사는 전라도 출신 여자 유권자(FJM)는 어떠한 유형을 보일까? 타도 출신과 사는 전라도인의 경우 남녀를 불문하고 김대중후보에게 투표할 확률은 각각 남자가 .58, 여자가 .62로서 두 부부가 전라도인 경우보다는 낮은 지지확률을 보이지만 일반 유권자들 보다는 상당히 높게 나타나고 있다. 이는 물론 CRM을 한 부부가 전라도를 떠나 사는 경우가 많아서 맥

9) 만일 남녀가 모두 전라도 출신 부부인 경우 김대중후보에게 투표할 확률이 남자 응답자와 여자 응답자 사이에 차이가 있다면 MJFJ와 FJM을 분리하고 MNFN와 FNMN을 각각 분리해 더미 변수화 해야 한다. 그러나 이렇게 분리해 놓고 분석한 결과 전라도 출신의 경우 김대중후보에 투표할 확률이 달라지지 않음이 밝혀졌다. 따라서 모델의 자유도를 증가시키기 위하여 MJFJ의 계수와 FJM의 계수가, 그리고 MNFN의 계수와 FNMN의 계수와 같다는 제약을 부과하였다. 이러한 더미 변수에 대한 제약에 관한 논의는(Miller and Erickson, 1981)을 보.

락적 효과(contextual effect)나 구조적 효과(structural effect)에<sup>10)</sup> 의해 나타나는 현상일 수 있다. 그러나 이러한 구조적 효과는 통제할 수 있는 방법이 있다. 같은 CRM이라 하더라도 전라도 출신 아내와 사는 비전라 출신 남편이 김대중후보에 투표할 확률(.05)이 전라도 출신 남편과 사는 비전라도 출신 여자 응답자가 김대중후보에게 투표할 확률(.44)보다 훨씬 낮다는 점이다. 한편 MNFJ의 계수가 유의미하지 않음에도 주목할 필요가 있다. 이는 유세초기에 지지후보를 결정할 때는 남편이 전라도 출신 아내의 영향을 받지 않으나, 아내의 경우에는 전라도 출신 남편의 영향을 상당히 받는다는 사실을 나타낸다. 즉, 남편이 아내에게 미치는 영향과 아내가 남편에게 미치는 영향이 서로 비대칭적이라는 것을 의미한다. 가부장적 권위가 투표과정에서도 반영되고 있다는 간접적인 증거인 것이다.

그러나 모델 3이 분석하고 있는 실제투표에서는 더욱 흥미로운 사실이 발견된다. 전라도 부부의 김대중후보에게 투표할 확률은 거의 변하지 않았으나 다른 계수들은 매우 체계적으로 변하고 있다. 타도사람과 결혼한 전라도 출신 남자 응답자나 여자 응답자 모두의 확률이 약간씩 증가하였다. 전라도 출신 남편과 사는 비전라 아내의 확률은 .44로 부터 .51로 증가하였고 전라도여자와 결혼한 남자 응답자의 확률은 .05로 부터 .14로 증가하였다. 이것은 남편 투표자이건 아내 투표자이건 배우자가 전라도 출신의 경우에 유세기간 동안 전라도 배우자의 영향을 받은 결과이다. 특히 MNFJ의 계수가 유의미하게 나타났음은 주목할만하다. 이것은 비전라 출신 남편도 전라도 출신 아내에 의해 김대중후보에게 투표하기로 영향을 받은 것을 의미한다. 그러나 역시 여기에서도 남편이 아내에 미치는 영향과 아내가 남편에 미치는 영향 사이의 비대칭성은 그대로 존속된다. 즉, 전라도 출신 남편과 사는 비전라 출신 아내가 김대중후보를 지지할 확률은 전라 출신 아내와 사는 비전라 출신 남편의 경우보다 훨씬 높게 나타나고 있는 것이다(.51 대 .14).

이상의 분석은 다음과 같이 정리될 수 있다. 1) 김대중후보를 지지하는 데는 다른 인구사회학적 변수는 중요하지 않고 출신지역만이 중요하다. 2) 투표권자의 김대중후보에 대한 지지는 자신의 출신 지역도 중요하지만 배우자의 출신지역에 의해서도 영향을 받는다. 3) 유세 기간동안에 전라도 출신 배우자와 사는 비전라 출신 투표권자는 배우자의 영향을 받아 김대중에게 투표할 확률이 증가한다. 4) 전라 출신 남편이 비전라 아내 투표권자에게 미치는 영향은 전라 출신 아내가 비전라 남편 투표권자에

10) 구조적 효과란 블라우(Blau, 1960, 1974)가 개념화한 것으로 사람들의 행위가 사회적 파라미터들의 분포에 의해 영향을 받는 효과를 일컫는다. 예를 들어 같은 전라도인이라도 주위에 전라도인이 많은 곳에 사는 사람의 행위와 주위에 전라도인이 없는 곳에 사는 전라도 사람의 행위는 서로 다르다는 것이다.

게 미치는 영향보다 훨씬 크다. 이러한 사실은 가부장적 가족 문화에 대한 하나의 중요한 지표로서 발견된 것이다.

## VI. 맺는말

이 연구의 주된 동기는 지역간 결혼이 어떠한 형태로 구조화 되었는지, 또한 결혼과 지역 감정과 어떠한 관계를 맺고 있으며 지역간 결혼이 그들의 중요한 사회적 행위인 투표에 어떠한 영향을 미치는지를 밝히는 것이었다. 이 연구는  $Y_{ij} = f(X_{ij})$ , 혹은  $X_i = f(R_{ij})$ 로 표시될 수 있는 관계적 분석을 중심으로 이루어졌다. 발견된 중요한 사실을 정리하면 대략 다음과 같다.

전국의 모든 도간의 결혼거리는 지역감정 보다는 지역 이동의 구조에 의해서 설명되어진다. 호남인들이 자신의 출신도와 결혼하는 확률은 다른 도 출신인 보다 비교적 높게 나타난다. 호남인과 결혼한 타지역 사람들은 호남인에 대한 편견이 그렇지 않은 타지역 사람들보다 낮다. 이들의 호남인에 대한 거부감은 서구의 인종에 대한 편견연구에서 발견된 사실과는 정반대로 결혼에 대한 거부감이 가장 낮게 나타난다. 호남인과의 결혼은 일반적으로 김대중후보에게 투표할 확률을 높이나, 호남인 남편과 결혼한 비호남인 아내가 김대중후보에게 투표할 확률이 호남인 아내와 결혼한 비호남 출신 남편보다 높게 나타난다. 이는 가부장적인 문화를 반영하고 있다. 호남인과 결혼한 비호남 아내이건 남편이건 간에 유세 기간을 통하여 김대중후보에 투표할 확률이 증가한다.

이 글이 기여한 바가 있다면 관계적 분석을 이용하여 지역간 결혼 구조의 단면과 지역간 결혼과 지역감정, 그리고 행위사이의 연관에 대한 분석을 통하여 몇가지 새로운 사실을 발견한 것이다. 그러나 지역간의 결혼이 어느 정도로 지역 편견에 의해서 구조화 되어가고 있는지, 혹은 지역간 결혼이 지역감정을 증가시키는지 감소시키는지 등에 대한 정확한 진단은 통시적인 자료가 반드시 필요하다. 한 시점에서 모아진 자료를 분석하는 것은 자료의 제약성 때문에 그 결과가 조심스럽게 해석되어야 한다. 이 연구의 결과도 이러한 점에서 예외는 아니다.

## 참 고 문 헌

### 1. 자 료

한국 사회학회. 1988. 「지역발전연구」(설문조사자료).

경제기획원 조사통계국. 1970. 「총 인구 및 주택조사 보고 제 2권 인구이동」.