

## 노부모-자녀 동거의 결정요인과 지역간 차이, 1985-2005

김미영 · 이성우\*

서울대학교 지역개발조경연구소 · \*서울대학교 농경제사회학부

## Determinants and Regional Patterns of Parent-child Coresidence among Older Korean Parents, 1985-2005

Kim, Mi Young · Lee, Seong Woo\*

*Institute of Regional Planning and Landscape Architecture, Seoul National Univ.**\*Dept. of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National Univ.*

**ABSTRACT** : The main objective of the present study is to find out which factors affect coresidence between older Korean parents and their adult children and to examine the regional patterns of the phenomenon. The 1980, 1995 and 2005 Korea census data are used to investigate the determinants of two types of parent-child coresidence. The two types are coresidence with married adult children and one with unmarried adult children. The study takes advantage of the multilevel multinomial logit model, allowing the model to capture regional differences. Findings from the study are: (1) Korean parents' coresidence with their married adult children and one with their unmarried adult children are distinctive in their determinants; (2) variables related to wealth or economic status are positively related with possibilities of both types of coresidence; and (3) considerable regional differences in the possibility of coresidence do exist among regions in Korea.

**Key words** : multilevel multinomial logit model, parent-child coresidence, regional patterns

## 1. 서론

한국은 2000년에 이미 고령화사회에 진입하였으며, 가장 빠른 속도로 인구의 노령화가 진행되고 있는 국가 중 하나이다. 노령화가 우리 사회에 가져올 변화는 노년부양비 증가 등 대체로 부정적인 시나리오 위에서 이해되고 있다(김정석, 2005a). 이러한 맥락에서 노인 인구의 거주 형태, 즉 노인이 누구와 함께 살고 있는가 하는 점은 사회적·정책적 관심의 대상이 된다. 이는 노인의 복지 수준을 가늠하고 사회복지서비스의 수요를 예측하는 중요한 요인이 되기 때문이다(김경혜, 1998).

노인이 독립적인 가구를 이루는 것이 보편적인 서구의 가치관과는 달리, 한국에서는 성인 자녀가 노부모와 동거하는 것이 전통적인 사회의 규범으로 받아들여져 왔다(유성호, 1996; 유승주·이성우, 2007b; Kim 등, 2005;

Vos와 Lee, 1993). 특히 결혼한 자녀와의 동거는 한국을 비롯한 유교문화권에서 나타나는 문화적 산물로서, 그동안 부모님으로부터 입은 은혜를 갚는다는 인식으로부터 출발 성인 자녀가 노부모를 부양하는 형태로 이루어 졌다.

그러나 근래 들어 노부모-자녀 동거의 비율의 급격한 하락과 노인 단독 가구의 급증이 관찰되고 있다. 1980년 노부모가 자녀 없이 사는 비율은 19.5%였지만 1990년 31.8%로 증가하였고 2000년에는 50.9%가 자녀와 별거(독거 16.8%, 부부가구 29.2%, 기타 4.9%)하였다(김정석, 2005a). 이는 국가 수준의 노인 부양 및 복지보장 대책 마련에 있어 정부 역할 확대의 긴급한 필요성을 나타낸다(Choi, 1996; Kim 등, 2005). 공적 부양의 시스템이 미비한 사회적 배경 하에서 일어나는 이러한 빠른 변화는 자칫 사회 복지 상의 큰 허점으로 전환될 수 있다.

본 연구에서는 한국의 노인부양에 있어 가장 큰 역할을 담당해 온 자녀와의 동거 현상을 분석함으로써 고령화시대 노인 복지 정책에 필요한 함의를 찾고자 한다.

Corresponding author: Lee, Seong Woo

Tel : 02-880-4744

E-mail : seonglee@snu.ac.kr

노부모-자녀 동거 현상의 결정 요인은 무엇이며 지난 20년간 그리고 지역간 어떻게 변화하여 왔는지 관찰하는 것은 현재 일어나고 있는 변화의 근원적 원인을 이해하고 이 사회적 변화에 적절하게 대응할 수 있도록 하는 핵심적인 정보를 제공할 것이다. 노인의 사회경제학적·인구학적 특성이 노인의 거주 형태를 어떻게 결정짓는지에 대한 논의는 기존 연구를 통해 다양하게 전개되어 왔으나, 대부분의 연구가 한정된 지역을 대상으로 한 소규모의 설문 조사 결과를 바탕으로 이루어졌다는 한계를 가지고 있다(김경혜, 1998; 유성호, 1996, 2000). 본 연구에서는 전국에 걸친 대규모 표본인 인구주택총조사 자료를 토대로, 도·농 뿐 아니라 광역시·도 수준의 지역 간 차별성까지 고려할 수 있는 계량모형을 사용하여 분석의 정확성을 제고하려 하였다. 또한 노부모-자녀 동거 현상을 기혼 자녀와의 동거와 미혼 자녀와의 동거로 구분하여 분석함으로써, 성격이 다르다고 여겨지는 두 현상이 혼재된 채 분석할 경우 발생할 수 있는 해석상의 오류를 제거하고 현상에 대한 올바른 이해를 구한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 노부모-자녀 동거에 대한 기존 연구들을 소개한다. 다음 본 연구에서 사용된 계량모형을 소개한 뒤, 연구에 사용된 자료가 어떻게 구성되었는지 설명할 것이다. 노인의 사회경제학적·인구학적 특성이 기혼자녀와의 동거 및 미혼 자녀와의 동거와 각각 어떤 연관성을 보이는지 설명하고 그 차이를 서술할 것이다. 1985년, 1995년, 2005년에 걸친 변화의 양상에도 두 동거 형태 간에 어떠한 차이가 있는지 살펴볼 것이다. 마지막으로, 연구의 내용이 노인 복지 향상을 위한 정책적 노력과 노인 거주 형태와 관련된 앞으로의 연구에 대해 가질 수 있는 함의를 논한다.

## II. 이론적 배경

### 1. 노부모-자녀 동거

미국을 비롯한 서구의 경우 사생활(privacy)의 가치를 중시하는 사회적 전통으로 인해 경제적·신체적인 조건이 허락하는 한 노부모들이 자녀와 별개의 가구를 구성하기 원하는 경향이 있다. 소득수준 혹은 학력수준이 높아질수록 이들 노부모들은 ‘자녀로부터의 사생활을 구입(purchase privacy)’한다(Crimmins와 Ingegneri, 1990; DaVanzo와 Chan, 1994; Soldo 등, 1990). 서구 사회에서는 자녀와의 별거가 노인들에게 있어 가장 보편적으로 기대될 뿐만 아니라 선호도가 높은 거주형태이기 때문에, 노부모가 자녀와 동거하는 것은 부모 혹은 자녀 어

느 쪽의 뚜렷한 이익이 있기 때문에 이루어지는 거주 형태로 여겨져 왔다. 일반적으로는 기혼 자녀와의 동거는 자녀가 부모에게 경제적·신체적 도움을 주는 거주 형태이며, 미혼 자녀와의 동거는 자녀가 동거에서 발생하는 이익의 수혜자인 거주 형태일 가능성이 크다고 알려져 있다(Speare와 Avery, 1993). 미혼 자녀와의 동거 및 별거는 주로 생애주기이론상 성인 자녀들이 장성한 후 부모의 집으로부터 독립하여 나가는 ‘둥지를 떠나(nest leaving)’ 행위로서 독립적으로 연구되어 왔다. 가령, 자녀의 결혼, 취업 등의 사건은 자녀가 노부모로부터 독립하는 데 긍정적인 역할을 하며 학업 계속의 결정이나 실직 등의 사건은 자녀가 독립해 나가는 것을 늦춘다(Avery 등, 1992). 부모의 경제력이나 부모의 가구가 제공하는 주거 환경이 미혼 자녀들의 독립에 미치는 영향도 활발하게 연구되고 있다(Aasve 등, 2002; Ermisch, 1999; Laferrere, 2005).

한국을 비롯하여, 유교문화권 하에 있었던 아시아의 상황은 서구와는 차별적이다. 한국의 노인들에게는 노년에 기혼 자녀와 함께 거주하는 것이 전통적인 사회적 규범이며 자녀들에게 부양받는 것은 노후 복지의 가장 중요한 요소였다(김경혜, 1998; Frankenberg 등, 2002; Kim 등, 2005; Vos와 Lee, 1993;). 유성호(2000)가 제시한 우리나라와 서구의 지배적 주거 형태 주기의 비교를 보면, 미국이나 유럽에서는 자녀가 고등학교를 졸업한 후 부모로부터 독립하여 새로운 가구를 형성하는 것이 일반적인데 반해 우리나라에서는 고등학교 졸업 후 결혼 전까지 부모와 동거하다 결혼 후 독립하는 것이 일반적이다. 특히 장남의 경우 결혼 후에도 부모와 동거하며 부모를 부양한다. 때문에 유성호(1996, 2000)는 미혼자녀와 동거하는 노인은 어떤 특정한 유인 때문에 자녀와의 동거를 선택한 것이 아니라 생애주기상 아직 독립하지 않은 자녀와 함께 거주하고 있는 것일 수 있다는 점을 들어, 노부모-자녀 동거의 결정요인을 분석할 때 기혼 자녀와의 동거(이하 기혼자녀동거)와 미혼 자녀와의 동거(이하 미혼자녀동거)를 구분해야 함을 주장한 바 있다.

### 2. 자녀동거의 결정 요인

#### 가. 연령

기혼자녀동거와 미혼자녀동거는 노인의 연령의 기대 효과가 서로 다르다. 기혼자녀동거의 확률은 노인의 연령이 높아질수록 증가할 것으로 예상된다. 연령 자체가 노인주거 형태를 직접적으로 결정하는 변수는 아니지만(유성호, 1996; Crimmins와 Ingegneri, 1990). 연령이 높아질수록 건강상의 문제가 생기거나 배우자와 사별하게 될

가능성이 높고, 이러한 변화가 타인에의 의존성을 발생시켜 자녀와의 동거를 유발하는 주요한 원인이 된다 (Brody 등, 1995; Schmettmann 등, 2000).

DaVanzo와 Chan(1994)와 Crimmins와 Ingegneri(1990) 등의 연구는 노인의 연령과 더불어 건강 상태, 자녀의 나이, 배우자와의 사별 여부 등을 함께 통제할 경우 노인의 연령이 자녀와의 동거 확률에 미치는 영향의 통계적 유의성이 사라지는 것을 보인 바 있으나, 본 연구에서는 자료의 제약상 노인의 건강상태를 별도로 통제하고 있지 못하므로 연령과 기혼자녀동거의 확률은 정(+)의 관계를 가질 것으로 예측된다. 유성호(2000)의 한국 노인을 대상으로 한 연구에서도 연령이 높을수록 기혼자녀와의 동거확률이 증가하는 것으로 나타났다.

미혼자녀동거의 경우 노인의 연령과 그 확률은 부(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 결혼 전까지 부모와 동거하던 미혼자녀들이 나이가 들어감에 따라 차차 결혼하여 ‘동지를 떠나’기 때문이다(Wolf와 Soldo, 1988). 미혼자녀동거는 부모의 필요보다는 자녀의 필요에 의해 이루어지는 거주 형태이며, 부모가 자녀에게 제공하는 편익은 자녀의 나이가 증가함에 따라 줄어드는 것이 보편적이다(Cooney와 Ullenberg, 1992).

#### 나. 성별

서구를 대상으로 이루어진 많은 선행 연구들은 남성 노인보다 여성 노인의 독거 확률이 높다는 결과를 보인 바 있다(Speare와 Avery, 1993; Wilmoth, 2000). 이는 일반적으로 여성의 수명이 남성보다 길어, 여성 노인은 배우자와 사별을 겪은 뒤 홀로 거주하거나 자녀와 동거하기 시작할 가능성이 높기 때문이다(Wilmoth, 2000). 유승주·이성우(2007b)와 김경혜(1998)의 한국 노인을 대상으로 한 연구에서도 같은 현상이 관찰되었다. 그러나 연령의 효과가 통계적으로 유의하지 않거나(유성호, 2000), 남성의 확률이 더 높은 연구도 존재하였다(Tsuya와 Martin, 1992).

#### 다. 배우자유무

배우자의 부존재는 타인의 도움이 필요함을 나타내는 지표 중 하나로서, 노부모의 필요에 의한 자녀와의 동거 확률을 높인다(Martin와 Tsuya, 1994; Raymo와 Kaneda, 2003; ).

#### 라. 자가소유

노인의 더 많은 경제적 자원은 노인이 선호하는 거주 형태를 선택할 수 있는 더 많은 기회를 제공한다(유성

호, 1999). 자가소유는 개인의 수입, 교육수준, 사회경제적 지위를 나타내는 중요한 지표(하성규, 1999)이므로, 살고 있는 주택의 소유 여부는 노인의 경제적 지위를 나타내는 지표가 된다. 경제적으로 부유한 노인들의 동거 확률은 연구에 따라 다양하게 나타내는데, 예를 들어 Aasve 등(2002)은 미국을 대상으로 한 연구에서 경제력이 높은 부모 밑에 있는 자녀들의 독립시기가 늦어지는 것을 발견하였으나 Laferrere(2005)의 프랑스 연구는 소득이 낮은 부모와 소득이 높은 부모는 중간 소득을 지닌 부모보다 자녀와의 동거확률이 낮은 결과를 보였다.

#### 마. 학력

서구와 달리 자녀와 동거하는 것이 사회적인 규범으로 작용하는 아시아권에서 학력이 낮은 노인은 높은 수준의 교육을 받은 노인보다 규범에 얽매이기 때문에 동거할 확률이 높아질 수 있다(Logan와 Bian, 1999). 또한 학력은 부와 사회경제적 지위를 나타내는 척도이기도 한데(민성희, 2003) 이처럼 소득 수준의 대체변수로 작용할 경우 동거에 긍정적인 변인으로 작용할 수도 있다.

#### 바. 직업

직업이 자녀와의 동거에 미치는 영향은 긍정적으로도 부정적으로도 예상되며 선행연구결과도 다양하게 나타난다(유승주·이성우, 2007b; Long과 Pfau, 2008). 직업을 가지고 있어 자녀로부터의 경제적·정서적 도움이 필요없는 노인의 경우 자녀와의 별거를 선택할 수 있다. 반대로, 직업이 있고 그로 인해 경제적 자원이 풍부한 노인은 자녀에게 제공할 수 있는 이득이 많기 때문에 자녀의 필요에 따른 동거의 확률이 높아질 수도 있다(Frankenber 등, 2002)

#### 사. 주거밀도

주거밀도는 자가소유 및 주거비지불능력과 함께 주거복지수준을 측정하는 주택의 3대 지표이며, 인구주택총조사 자료의 경우 주거비지불능력에 대한 분석이 불가능하므로 주거밀도가 주거의 질을 측정할 수 있는 유용한 주거복지지표가 된다(이성우·민성희, 2002; 하성규, 1999). 따라서 주거밀도 역시 주택의 소유 여부와 더불어 노인의 경제적 지위를 보여주는 변수가 될 수 있다.

### III. 연구 방법론

본 연구에서는 노인이 ‘자녀와 별거’ ‘기혼자녀와 동

거 ‘미혼자녀와 동거’ 중 어느 거주 형태를 선택하게 되는지를 노인 개인 수준의 특성과 노인이 거주하고 있는 지역 수준의 특성을 포함하여 분석하는 다층다중로짓모형(Multilevel multinomial logit model)을 구성하였다. 다층모형(Multilevel model)은 하위수준 집단이 상위수준 집단에 포함되는 위계적 구조의 자료를 분석할 수 있도록 발전된 계량모형이다(이성우 외, 2006). 본 연구의 자료가 되는 인구주택총조사는 전국에 분포하는 다양한 지역에서 추출된 표본으로서, 그 본질상 표본 간에 공간적 분포에서 오는 일정한 상관관계가 존재할 것으로 예측된다. 일반적으로, 공간적으로 인접한 두 집단의 관측치는 지리적으로 멀리 있는 집단의 관측치보다 유사성을 갖는다(Anselin, 1992). 또한 지역의 특수한 환경이나 조건은 지역 내부의 개인의 행동 양상을 바꿀 수도 있다(이성우, 2006). 만약 이러한 ‘맥락적(contextual)’ 효과를 무시하고 개인의 특성만을 이용한 분석을 시도할 경우 분석의 정밀도와 설명력은 하락할 수밖에 없다. 다층모형은 개인의 특성뿐만 아니라 개인이 속해 있는 지역의 특성을 함께 고려하는 모형을 구성할 수 있어 현상에 대한 풍부한 계량적 해석을 가능하게 한다. 노부모-자녀 동거 현상은 개인뿐만 아니라 지역의 고유한 문화적 배경 및 경제적 여건, 지역 주택 시장 등 사회적 환경 등에 끌려 영향을 받아 나타나는 종합적 사회 현상이다. 이에 본 연구는 전국을 광역시 및 도 지역으로 구분하고, 광역시 및 도 지역 구분 하에서도 도시 지역과 농촌 지역을 구분하여 각 지역마다 상이한 사회·경제·문화적 환경이 노부모-자녀 동거에 미치는 영향을 모형에 편입시켰다.

본 연구의 모형은 노인의 세 가지 주거 선택을 포함하는 다층다중로짓모형으로 구성된다. 그러나 다층모형으로 구성할 경우의 다중로짓모형은 계산상의 과중함이 있어 추정상의 편의를 도모하기 위하여 ‘자녀와 별거’에 대비한 ‘기혼자녀와의 동거’, ‘자녀와 별거’에 대비한 ‘미혼 자녀와의 동거’의 두 쌍의 이항로짓모형(Binary logit model)을 연속해서 실행함으로써 다항로짓모형(Multinomial logit model)의 근사로서 사용하였다. 이 근사가 원 모형과 같은 결과를 도출함은 선행연구에서 이미 밝혀진 바 있다(Lee와 Myers, 2003). 본 연구에서는 지역별 차이를 각 지역별 절편(intercept)의 변화를 통하여 나타내는 임의절편모형(Random intercept model)을 사용하였다.

본 연구에서 사용한 다층모형은 종속변수가 이항(binary) 벡터를 이루므로 결과의 확률식을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\gamma_{ij} = \text{Prob}(Y_{ij}=1) = P$$

$\gamma_{ij} = \text{Prob}(Y=0) = 1 - P$   
 logit함수를 연계함수로 사용하여 다음과 같이 확률식을 나타낼 수 있다.

$$\eta = \log\left(\frac{P}{1-P}\right) = X_{ij}\beta + Z_{ij}\gamma_j.$$

본 연구의 모든 모형 추정은 SAS 9.1을 사용하였고 추정 방법은 제한적 유사우도함수(Restricted Pseudo Likelihood)를 채택하였다.

## IV. 자료 및 변인

### 1. 표본 추출과정

본 연구의 기초 분석 단위는 한국에 거주하는 65세 이상의 노인이다. 노인의 개인 특성을 추출하기 위한 자료로 통계청 인구주택총조사 2% 표본을 분석에 사용하였다. 가장 최근자료인 2005년도 자료를 포함하여 10년 단위인 1985년, 1995년, 2005년 자료를 분석함으로써 지난 20년간의 변화 과정을 관찰한다.

Table 1 자료 추출 과정

단계	구분	1985	1995	2005
Step 1	65세 이상	40305	53331	99164
Step 2	자녀와 동거	24960	27277	34652
	기혼 동거	21290	20867	21423
	미혼 동거	3670	6410	13229
	자녀와 별거	6721	19600	54421
	단독 거주	2409	7279	19641
	배우자와 거주	4312	12321	34780
	기타	8624	6454	10091
Step 3	기혼자녀동거 모형	28011	40467	75844
	기혼 자녀와 동거	21290	20867	21423
	자녀와 별거	6721	19600	54421
	미혼자녀동거 모형	10391	26010	67650
	미혼 자녀와 동거	3670	6410	13229
	자녀와 별거	6721	19600	54421
Step 4	결측값 제거 후 표본			
	기혼자녀동거 모형	28011	39400	75844
	미혼자녀동거 모형	10391	25082	67650

첫 번째 표본추출 단계에서는 인구주택총조사 2% 표본 중 65세 이상의 개인만을 추출하였다. 두 번째 표본 추출 단계에서는 노인의 거주 형태를 미혼자녀동거, 기혼 자녀동거, 단독 거주, 배우자와 거주, 기타의 다섯 가지

로 구분한다. 자녀와의 동거를 기혼자녀동거와 미혼자녀 동거로 구분하기 위해서는 첫째, 노인의 가구에 노인의 자녀가 존재하는지 둘째, 존재한다면 혼인하였는지가 식별되어야 한다. 인구주택총조사에서는 모든 가구원에게 가구주와의 가족관계를 코드화하여 부여하고 있는데, 노인이 가구주일 경우에는 가구주의 자녀를 쉽게 식별할 수 있지만 노인이 가구원인 경우에는 어느 가구원이 노인의 자녀에 해당하는지 밝혀내는 작업이 필요하다. 예를 들어 노인이 '가구주의 부모'로 나타나는 경우 이 노인의 자녀는 '가구주'에 해당하며, 노인이 '가구주의 조부모'로 나타나는 경우 자녀는 '가구주의 부모'에 해당한다.<sup>1)</sup>

이처럼 노인의 가구 내에서 노인의 성인 자녀 혹은 자녀의 배우자가 직접 식별되는 경우만을 자녀와의 동거로 분류하고, 식별된 자녀의 혼인 여부를 확인한 뒤 자녀가 기혼일 경우 기혼 자녀 동거, 미혼일 경우 미혼 자녀 동거로 다시 분류하였다. 가구 내에 노인의 미혼 자녀와 기혼 자녀가 모두 존재할 경우는 기혼 자녀와의 동거로 처리하였다(유성호, 1996; 2000;). 자녀가 없더라도 자녀의 배우자와 함께 살고 있는 경우는 역시 사회통념상 기혼자녀동거로 분류하였다. 자녀가 사별·이혼 등으로 배우자가 없는 경우는 기타로 분류하고 분석에서 제외하였다. 서구에서는 사별이나 이혼으로 배우자를 잃은 자녀가 노부모와 동거하는, 이른바 '돌아온 자녀' 현상에 대한 연구도 진행되고 있지만(DaVanzo와 Goldscheider, 1990) 한국의 경우 그 수가 적고 본 연구에서 살펴보고자 하는 미혼자녀동거 현상과는 괴리가 있어 제외시켰다. 노인이 자녀 외의 기타 친족 혹은 동거인과 거주하는 경우 역시 '기타'로 분류하고 분석에서 제외하였다.

세 번째 표본추출 단계에서는 기혼자녀동거와 미혼자녀동거에 참조집단을 결합한다. 두 모형 모두 참조집단은 자녀와 별거하는 노인이다. 노인 홀로 거주하는 경우, 그리고 노인의 배우자와 2인 가구를 구성하는 경우만을 합쳐 자녀와 별거하는 노인으로 분류하였다. 이는 자녀 외 기타 친족과의 동거, 시설 거주 등 제3의 거주 형태가 포함되는 것을 배제하여 '자녀와의 동거 혹은 별거'라는 본 연구의 관심사에 집중하기 위한 것이다.

네 번째 표본추출 단계에서는 기혼자녀동거 모형과 미혼자녀동거 모형에서 각각 결측값을 제외하였다. 결과적으로 1985년 모형의 경우 21,290명의 기혼자녀동거 노인, 3,670명의 미혼자녀동거 노인, 6,721명의 별거 노인이 분석에 사용되었고 1995년에는 각각 20,867명/ 6,410명/19,600명의 자료를, 2005년에는 각각 21,423명/ 13,229명/ 54,421명의 자료를 사용하였다.

다층모형의 상위 분석 단위는 위에서 언급하였듯이

서울특별시 및 각 광역시·도 내에 존재하는 도시와 농촌 지역으로 분류, 설정하였다. 도시와 농촌지역의 구분에는 행정구역상 시·구 지역을 도시, 군지역을 농촌으로 분류하는 기준을 사용하였다. 각 연도별 지역의 개수와 지역별로 실제 사용된 표본 수는 별지 1로 수록하였다.

## 2. 변인 설명

본 연구에서는 설명변인간 다중공선성의 문제를 막기 위해 VIF(Variance inflation factor)를 기준으로 변인을 선택하였다. VIF는 설명변수가 선형종속에 가까울수록 큰 값을 가지며, 일반적으로 값이 10을 초과하는 경우에는 심각한 다중공선성이 존재한다고 판단한다(Chatterjee와 Price, 1991). 본 연구에서는 VIF 값이 5 미만으로 다중공선성의 문제가 없다고 판단되는 변인들만을 사용하였다. 개인 수준 변인과 지역 수준의 변인은 모두 이론과 선행연구를 기반으로 추출하였다(Table 2 및 Table 3 참조).

### 가. 종속변인

본 연구에서 사용하는 종속변인은 세 가지로, 자녀와의 별거, 기혼자녀와 동거, 미혼자녀와 동거이다. 세 가지는 서로 배타적이며 다중로짓모형(Multinomial logit model)을 구성하지만 추정 과정상에서는 편의를 위해 두 쌍의 이항로짓모형(Binary logit model)을 사용하므로, 자녀와 별거에 대비한 기혼자녀동거모형에서는 기혼자녀와의 동거 여부가, 자녀와 별거에 대비한 미혼자녀동거모형에서는 미혼자녀와의 동거 여부가 종속변인으로 사용되었다.

### 나. 독립변인

연구에 사용된 개인 수준 변인 중 연령과 주거밀도는 연속변수에 해당된다. 이중 연령변수로는 본 연구의 분석 대상인 노인의 최소 연령인 65세로부터의 초과분을 사용하였으며, 주거밀도는 표본 전체 평균(grand mean)으로 중심보정(centering)하였다. 이같은 중심보정은 절편을 주어진 자료의 범위에 오게 하여 참조집단의 해석에 유리한 장점이 있다(이성우 외, 2006). 특히 다층모형에서 임의계수를 갖는 변인의 경우 중심보정을 통하여 개인 수준의 분산 크기가 달라지므로 유의할 필요가 있다(Luke, 2004). 노인이 현재 배우자가 있다고 답했을 경우를 유배우자, 미혼·사별·이혼 상태를 무배우자로 처리하였다. 자가소유는 현재 노인이 살고 있는 집이 노인을 포함한 가구의 소유인지의 여부를 뜻한다. 다만

Table 2 변인설명

변인	변인명	변인설명
<b>종속변인</b>		
동거여부	HOUSTYPE	기혼 자녀와 동거 미혼 자녀와 동거 자녀와 별거 (Ref.)
<b>독립변인</b>		
연령	AGES	연령 - 65
성별	GENDER	여자 (Ref.) 남자
결혼상태	MARITAL	무배우자 (Ref.) 유배우자
자가소유	TENURE	차가 (Ref.) 자가
학력	SCHOOL1	중학교 졸업 미만 (Ref.)
	SCHOOL2	중학교 졸업
	SCHOOL3	고등학교 졸업 이상
직업	JOB1	무직 (Ref.)
	JOB2	농림어업
	JOB3	기타 직업
	JOB4	전문직
주거밀도	DENSITY	가구원 수÷사용 방 수(중심보정)

Grundy(2000)에서도 비슷한 문제를 지적하였듯이 자가소유가 개인수준이 아닌 가구 수준의 지표일 경우 주택의 실소유주를 식별할 수 없으므로, 자가소유가 가구원 중 누구의 사회경제적 지위를 대변하는지는 판단할 수 없다. 인구주택총조사의 자가소유(점유)여부 문항은 가구 수준의 문항이므로 노인과 자녀가 함께 거주하는 가구의 경우 노인 소유의 주택에 자녀가 함께 거주하고 있는 것인지 혹은 그 반대인지의 확인이 불가능하다. 따라서 본 연구에서의 노인의 자가소유여부를 노인 개인의 경제적

지위로 곧바로 간주하기는 어려우며, 노인이 거주하고 있는 가구 전체의 경제적 상황을 대변하고 있음을 염두에 두어야 한다.

## V. 결론

### 1. 기혼자녀동거와 미혼자녀동거의 비교

Table 3 기술통계량

변인	1985년		1995년		2005년	
	M or %	S.D.	M or %	S.D.	M or %	S.D.
<b>종속변인</b>						
HOUSTYPE(기혼)	0.67		0.45		0.24	
HOUSTYPE(미혼)	0.12		0.14		0.15	
<b>독립변인</b>						
개인 수준 변인						
AGES	72.51	5.95	72.32	6.05	72.61	5.83
GENDER	0.32	0.47	0.38	0.49	0.39	0.49
MARITAL	0.46	0.50	0.49	0.50	0.56	0.50
TENURE	0.94	0.24	0.82	0.39	0.81	0.39
SCHOOL2	0.03	0.16	0.06	0.24	0.09	0.29
SCHOOL3	0.03	0.17	0.08	0.28	0.16	0.36
JOB2	0.18	0.38	0.19	0.40	0.23	0.42
JOB3	0.02	0.13	0.05	0.22	0.06	0.23
JOB4	0.00	0.06	0.01	0.09	0.01	0.09
DENSITY	1.78	0.91	1.08	0.55	1.07	0.55

M: Mean, S.D.: Standard deviation

임의절편모형을 이용한 기혼자녀동거와 미혼자녀동거의 모형은 각각 Table 4 와 Table 5와 같다. 절편 (INTERCEPT)의 지역 수준(Region) 분산은 모든 모형에

높은 것으로 판단된다. 미혼자녀동거는 노인의 연령이 높을수록 자녀의 연령도 함께 높아질 가능성이 높고, 이에 따라 자녀가 결혼하여 노인의 가구로부터 독립하는

Table 4 임의절편모형으로 추정된 기혼자녀동거 모형, 1985년-2005년

	1985년 기혼자녀동거			1995년 기혼자녀동거			2005년 기혼자녀동거		
	Coeff.	S.E.		Coeff.	S.E.		Coeff.	S.E.	
Fixed									
Individual									
INTERCEPT	2.6518	0.1373	***	-0.5065	0.1346	***	-1.9468	0.1350	***
AGES	0.0727	0.0035	***	0.0608	0.0029	***	0.0736	0.0024	***
GENDER	-0.1642	0.0443	***	-0.1972	0.0416	***	-0.3319	0.0337	***
MARITAL	-1.7803	0.0434	***	-2.0189	0.0416	***	-2.6469	0.0382	***
TENURE	0.5501	0.0813	***	1.7805	0.0476	***	1.7179	0.0385	***
SCHOOL2	-0.0385	0.1121		0.2451	0.0726	***	0.2009	0.0517	***
SCHOOL3	0.1485	0.1067		0.5203	0.0660	***	0.5604	0.0458	***
JOB2	-0.9913	0.0504	***	-1.1555	0.0512	***	-1.2398	0.0407	***
JOB3	-1.5512	0.1379	***	-0.8202	0.0807	***	-0.5522	0.0660	***
JOB4	-0.7041	0.3055	**	0.1421	0.1885		0.4531	0.1666	***
DENSITY	3.2731	0.0401	***	4.1959	0.0461	***	3.9499	0.0340	***
Random									
Individual									
INTERCEPT	0.7347	0.0062	***	1.0847	0.0077	***	1.1553	0.0059	***
Region									
INTERCEPT	0.2411	0.0788	***	0.4159	0.1188	***	0.4617	0.1265	***
Deviance	14728.58			26853.82			42996.34		
N	28011			39400			75844		

\*\*\* p<0.01 \*\* p<0.05 \* p<0.10

서 통계적으로 매우 유의하게 나타났(p<0.01). 이는 노부모-자녀 동거 현상의 지역별 차이가 존재함을 뜻하며, 지역 수준 절편의 분산의 크기도 0.1822(1985년 미혼자녀동거)에서 0.5131(2005년 기혼자녀동거)까지 상당히 큰 값을 가질 뿐 아니라 시간의 흐름에 따라 계속 증가하고 있어 지역 수준을 포함하는 분석의 필요성을 보여주고 있다.<sup>2)</sup>

앞서 언급하였듯이 이 연구의 중요한 목적 중 하나는 기혼자녀동거와 미혼자녀동거의 결정요인에 차이가 있는지 규명하는 것이다. Wald  $\chi^2$  검정을 사용하여 같은 연도의 기혼자녀동거 모형과 미혼자녀동거 모형의 추정계수를 서로 비교한 결과, 1995년의 절편을 제외한 모든 추정계수에서 유의수준 0.01를 통과하는 강한 통계적 차이가 존재하였다.

예상하였듯이 연령(AGES)이 높아질수록 기혼자녀동거의 확률은 증가하며 미혼자녀동거의 확률은 감소하는 것으로 나타났다. 앞서 예상한 바와 같이, 자녀가 노부모를 부양하는 성격이 강한 기혼자녀동거의 경우 노인이 나이가 들고 타인의 도움이 필요해질수록 발생하는 확률이

비율이 높아지는 현상을 반영하고 있다.

성별(GENDER)은 기혼자녀동거와 미혼자녀동거에서 가장 뚜렷한 차이를 보이는 변인이다. 모든 조건이 동일할 경우, 여성 노인은 남성 노인보다 별거 대신 기혼자녀동거를 택할 가능성이 높다. 이는 Vos와 Lee(1993)의 1970년과 1980년의 한국 노인의 주거 형태에 관한 연구에서 배우자가 없는 여성 노인이 배우자가 없는 남성 노인보다 확대가족 형태 거주 의 가능성을 높이는 것으로 나타난 것과 맥락을 같이 하는 흥미로운 결과이다. Speare와 Avery(1993)는 다른 조건을 통제하였을 때 여성 노인이 자녀와 동거할 확률이 더 높다는 연구 결과를 성인 자녀들이 아버지보다 어머니와 더 친근한 관계를 형성하기 때문이라고 해석하였다. 여성들은 전 생애에 걸쳐 정체성이 딸, 아내, 어머니로서 가족에 연관되어 형성되는 경향이 크고(Goldsheider와 Goldsheider, 1989), 여성에게 성역할을 강조하는 한국의 경우도 그 예외는 아니다(Kim과 Rhee, 1997). 그러나 Kim과 Rhee(1997)는 한국 노인들의 자녀와의 별거에 대한 선호도 자체에는 남녀간 차이가 없다는 연구 결과를 토대로, 여성노인의 자

녀와의 동거 선호는 정서적 요인에서 오히려 여성 노인의 경제적 무능력과 전 생애에 걸친 경제적 종속성에서 온다고 보았다.

미혼자녀동거의 경우 남성 노인이 여성 노인보다 동거의 가능성이 높다. 축적된 교육 및 소득 수준의 차이에 의해 일반적으로 남성노인들이 여성노인들보다 경제·사회적으로 우월한 지위에 있음을 고려할 때(김정석, 2005a), 남성노인들이 미혼자녀동거의 확률이 높은 것은 남성노인들에게 장성한 자녀들을 가구 안에 ‘데리고’ 있을 수 있게 하는 경제적 자원이 더 풍부하며 가구 내에서 자녀와의 상대적 지위에서도 여성노인보다 남성노인이 우위에 있기 때문으로 생각된다. Takagi와 Silverstein(2006)의 연구에서도 노인의 연령이 낮은 경우, 남성인 경우, 자가를 소유하였을 경우에 각각 미혼자녀 동거 가능성이 높아지는 것으로 보고되었다. 이는 상대적으로 자녀가 노부모로부터 동거의 이익을 취하는 거주 형태라고 여겨지는 미혼자녀동거의 성격에 부합하는 결과이다.

다만 Table 5를 보면 시간의 흐름에 따라 성별이 미혼자녀동거 확률의 로그-오즈(log-odds)값에 미치는 영향의 크기는 매년 50% 이상 감소하여 왔음을 알 수 있다. 1985년의 미혼자녀동거 모형에서 성별(GENDER)은 주거 밀도(DENSITY)에 이어 두 번째로 큰 계수값을 갖지만, 2005년에는 자가소유(TENURE), 대출 이상의 학력

(SCHOOL3), 전문직(JOB4)등의 영향력이 증가하여 성별보다 더 큰 정(+)의 영향력을 미치게 된다. 이들 변인이 ‘미혼자녀들이 부모 곁에 머물게 하는 유인을 제공한다’는 시각에서 보면, 초기에는 단순히 ‘남성’ 혹은 ‘가부장’인 것이 자녀에게 줄 수 있는 이득의 소유를 보장하였으나 이제는 노부모의 재산이나 사회적 지위 등이 훨씬 더 큰 영향을 발휘하는 것으로 보인다.

두 모형에서 유배우(MARITAL)의 영향은 전 년도를 통틀어 부정적인데 이는 무배우자들에 비해 유배우자들이 경제적·신체적으로 독립적인 생활을 할 능력이 많음을 반영하는 것이다(Martin과 Tsuya, 1994; Raymo와 Kaneda, 2003). 또한 부부가구로 거주하던 노인들이 자신의 배우자와 사별한 이후에 자녀들과 동거하기 시작하기 때문이기도 하다(김정석, 2005a; Wilmoth, 2000). Takagi와 Silverstein(2006)은 배우자의 부재로 인해 발생하는 수발 및 정서적 유대감의 필요성이 미혼자녀를 노부모의 곁에 더 오래 머무르게 하는 것으로 보았다.

노인이 살고 있는 주택이 노인을 포함하는 가구의 소유일 경우(TENURE) 노인이 자녀와 거주할 확률이 높다. 자가소유는 사회적 신분과 지위, 그리고 경제적 수준을 나타내는 중요한 지표로 인식된다(유승주·이성우, 2007a; 하성규, 1999; Boehm 등, 1999). 그러므로 자가소유와 노부모-자녀 동거확률의 긍정적 관계는 자녀와 동거하는 노인들이 자녀와 별거하는 노인들보다 사회·경제적 수준

Table 5 임의절편모형으로 추정된 미혼자녀동거 모형, 1985년-2005년

	1985년 미혼자녀동거			1995년 미혼자녀동거			2005년 미혼자녀동거		
	Coeff.	S.E.		Coeff.	S.E.		Coeff.	S.E.	
Fixed									
Individual									
INTERCEPT	-1.3320	0.1539	***	-0.5248	0.1258	***	-0.8515	0.1383	***
AGES	-0.0384	0.0054	***	-0.0788	0.0037	***	-0.0669	0.0024	***
GENDER	1.0651	0.0562	***	0.5207	0.0404	***	0.2446	0.0263	***
MARITAL	-0.2035	0.0665	***	-0.8400	0.0435	***	-1.1764	0.0301	***
TENURE	0.4891	0.1136	***	0.5635	0.0449	***	0.7051	0.0292	***
SCHOOL2	0.0429	0.1107		0.1626	0.0604	***	0.1033	0.0360	***
SCHOOL3	0.0662	0.1093		0.1931	0.0551	***	0.2313	0.0313	***
JOB2	0.2188	0.0581	***	-0.2970	0.0462	***	-0.6513	0.0344	***
JOB3	0.1259	0.1159		-0.2076	0.0613	***	-0.0114	0.0396	
JOB4	0.5007	0.2184	**	-0.1781	0.1484		0.2768	0.0925	***
DENSITY	1.6249	0.0422	***	1.8949	0.0395	***	2.0149	0.0263	***
Random									
Individual									
INTERCEPT	0.9173	0.0127	***	0.9756	0.0087	***	1.0163	0.0055	***
Region									
INTERCEPT	0.1822	0.0630	***	0.3537	0.1034	***	0.5131	0.1400	***
Deviance	10277.88			23442.07			54200.18		
N	10391			25082			67650		

\*\*\* p<0.01 \*\* p<0.05 \* p<0.10



이 높고 안정된 환경에서 생활하고 있음을 뜻한다. 앞서 언급한대로 본 연구의 자가소유여부는 가구 전체의 경제적 상황을 대변할 뿐 세대 간 자원교환(주택)의 방향을 측정하지 못하므로 자녀와 동거하는 노인 가구가 자녀 없이 거주하는 노인 가구보다 풍부한 사회·경제적 자원을 가지고 있다고 보는 것이 적절하며, 이는 성인 자녀와 동거할 경우 노인의 경제 상황에 크게 기여하는 것으로 나타난 김수환·조유미(2006)의 연구와 일치한다. 마찬가지로 가구 수준의 변수인 주거밀도(DENSITY)는 강한 정(+)의 효과를 일관적으로 나타내고 있다. 주거밀도가 높은 것은 주거환경의 질이 낮다는 것을 나타내므로, 주거밀도를 경제적 능력의 반증으로 보고 경제력이 높을수록 자녀와 별거한다라고 해석할 수도 있으나, 주거밀도(DENSITY) 역시 자가소유(TENURE)와 같이 노인 개인의 변수가 아닌 노인이 거주하고 있는 가구 수준의 변수임을 고려할 때, 주거밀도의 높은 계수값은 노인을 포함한 가구의 소득수준을 반영한다기보다는 자녀와 별거하는 노인가가 1인 또는 2인 가구로 구성된 점을 더 민감하게 반영하고 있다. 가구원 수와 주거밀도는 정(+)의 관계를 가지며(이성우·민성희, 2002) 특히 기혼자녀동거의 경우 어린 손자녀가 가구에 포함되는 경우가 다수 존재하기 때문이다.

한편 미혼자녀동거는 노인과 자녀로 구성된 핵가족이 아직 존속하고 있는 현상이므로 주택은 노부모의 소유일 가능성이 높는데, 부모가 자가소유주로서 안정된 주거환경을 제공할 경우 미혼자녀와의 동거 확률이 높아지는 것을 알 수 있으며 Takagi와 Silverstein(2006)와 Logan과 Bian(1999) 등에서도 같은 결과를 보인 바 있다.

학력(SCHOOL2, SCHOOL3)변인은 기혼자녀동거와 미혼자녀동거에서 모두 1995년부터 통계적 유의성을 가지며, 고학력일수록 자녀와 동거할 가능성이 높다는 결과를 일관적으로 나타내고 있다. 학력은 소득수준을 대체하는 변수로 사용될 수 있다는 점(유승주·이성우, 2007a)을 바탕으로 볼 때 이같은 결과는 경제력이 있는 노인들의 기혼 동거의 가능성이 더 높음을 뜻한다고 여겨진다. 학력과 함께 소득 수준을 대리하여 나타내는 변수로 사용된 직업(JOB2, JOB3, JOB4)의 경우에도 학력 변인이 시사하는 바와 같은 맥락의 결과를 보여준다. 농림어업(JOB2)에 종사하는 노인은 직업이 없는 노인들의 기혼자녀동거 확률이 낮다. 미혼자녀동거 역시 1985년을 제외하면 동일한 결과를 나타내며, 동거확률에 미치는 부정적 영향은 시간의 흐름에 따라 점점 그 크기가 증가하고 있다. 기타 직업에 종사(JOB3)하는 것도 기혼자녀동거의 확률을 낮춘다. 기타 직업 종사의 경우 미혼자녀동거에서는 통계적으로 유의하지 않거나 체계적

인 변화 양상을 보이지 않았다. 전문직(JOB4)은 1985년 기혼자녀동거 확률에 부정적인 영향을 주었으나, 2005년의 확률에는 긍정적인 영향을 주었다. 미혼자녀동거의 경우, 통계적 유의성이 없는 1995년도를 제외하면, 전문직을 갖는 것은 미혼자녀동거의 확률을 높이는 주요 변수로서 작용하였다.

이상에서 살펴본 것처럼 높은 경제적 지위를 나타내는 변수들이 기혼과 미혼을 막론하고 자녀와의 동거 확률에 긍정적으로 작용하는 것은 어떻게 해석될 수 있는가? Frankenberg 등(2002)는 인도네시아, 싱가포르, 대만을 대상으로 한 연구에서 직업을 가진 노인일수록 자녀와 별거한다는 결과를 보이고, 두 가지의 서로 반대되는 인과관계가 형성될 수 있음을 지적하였다. 즉 경제적으로 활발한 활동을 하는 노인이 본인이 선호하는 동거 형태로서 자녀와의 별거를 선택하였을 수도 있으며, 반대로 별거하는 노인들이 자녀로부터 적절한 부양을 받지 못하기 때문에 어쩔 수 없이 생계를 위해 직업을 가지게 되는 현실을 반영하고 있는 것일 수도 있다는 것이다. 전문직(JOB4)을 먼저 살펴보자. 고학력이나 전문직의 노인은 사회 상위 계층으로서 자신이 원하는 거주 형태를 선택할 수 있는 충분한 경제적 자원을 가지고 있을 가능성이 높다는 사실을 염두에 둘 때, 전문직 노인에 있어 기혼과 미혼을 막론한 자녀동거확률이 높다는 것은 두 가지의 가능성을 가진다. 첫째, 한국의 노인들은 기본적으로 자녀와의 별거보다 자녀와의 동거를 선호하며, 많은 자원을 가진 노인들은 그렇지 않은 노인들보다 자신의 선호를 발현시킬 수 있는 가능성이 높기 때문에(Soldo 등, 1990; 유성호, 1996) 전문직 노인의 자녀와의 동거 확률이 높다. 둘째, 전체 노인의 선호와는 관계없이 전문직 노인들에게만 해당되는 노부모-자녀 동거 확률에 긍정적인 요인이 존재한다는 것인데, 이것은 부유한 노인의 자녀들이 부모와 동거하면서 부모의 경제적 자원에서 이득을 취하려 하기 때문에 자녀들의 선호에 의해 동거의 확률이 증가하는 것을 생각해 볼 수 있다. Lunshing(2003)은 일본의 연구에서, 최근 새롭게 등장한 - 학업을 마친 후에도 부모와 함께 거주하는 - 미혼자녀층을 "parasite singles"라고 칭하며, 전통적인 사회 가치관에 의한 동거가 아닌 자녀들의 필요에 의한 전략적 동거가 등장하기 시작했음을 주장한 바 있다.

기타 직업(JOB3)을 가진 노인의 동거 확률이 무직 노인의 동거 확률보다 낮은 것을 전문직(JOB4) 노인의 결과와 비교하여 이해하면, 노인들의 직업이 전문직과 같이 자녀와의 동거를 촉발시킬 수 있을 만큼의 경제력을 제공하는 일이 아니거나 자녀와 별거하는 노인이 생계유지를 위하여 어쩔 수 없이 직업을 가지고 있는 현실을

반영하는 것으로 보인다. 이와 같은 해석은 현재의 고령층이 대부분 식민지시기에 출생하여 교육수준이 매우 낮고 대다수가 농어업에 종사한 경력이 있기 때문에(김정석, 2005b) 현재 수입노동을 하는 한국 노인의 대다수가 농업을 비롯한 단순노무직에 종사하며 자영업자 혹은 무급가족종사자로서 열악한 경제 상황 하에 있는 점(김진욱, 2006; 박민자·손문금, 2005)과도 일치한다. 특히 농림어업(JOB2)에 종사하는 노인의 경우 더욱 큰 폭으로 자녀와 동거할 확률이 감소하는 것은 농어촌에서 이루어지는 노인층의 농림어업활동이 노인의 사회·경제적 자원을 창출하는 노동이기보다 자기소비를 위한 노동의 측면이 강한 점을 반영한다.<sup>3)</sup> Long과 Pfau(2008)의 베트남을 대상으로 한 연구에서도 자녀와 동거할 가능성이 높은 노인의 직업은 무직>기타 직업>농업의 순서로 나타났다. 노인의 부양이라기보다는 자녀의 양육에 가깝다고 여겨지는 미혼자녀동거를 기혼자녀동거와 서로 분리하여 분석했을 때에도 노부모-자녀 동거의 확률이 경제적으로 부유한 노인들에서 더 높게 나타난다는 것은, 늘어나고 있는 별거 노인들이 자발적으로 ‘사생활을 구입’한 노인이기보다는 경제적인 이유로 적절한 부양을 받지 못하고 있는 취약계층일 가능성을 시사한다.

## 2. 지역 및 시대적 변화

다음 Figure 1 ~ Figure 4는 각 연도별 평균조건<sup>4)</sup>의 노인이 갖는 기혼자녀동거·미혼자녀동거 확률의 지역별 예측치를 1985년, 1995년, 2005년의 순으로 도표화한 것이다. 확률값의 정확한 수치는 별지에 수록하였다. Figure 1과 Figure 2는 1985년-2005년의 동거확률 변화를 살펴볼 수 있도록 절대치로 나타내었고, Figure 3과 Figure 4는 동거확률의 지역적 분포를 알아보기 위하여 상대적 기준을 적용하여 나타내었다.

### 가. 기혼자녀동거

Figure 1에서 평균조건 노인의 기혼자녀동거 확률이 1985년에서 2005년으로 가면서 전체적으로 낮아지는 것을 관찰할 수 있다. 특히 1995년과 2005년 사이 확률의 감소는 40% 전후에서 10% 남짓으로 극명하였다. 미혼자녀동거 확률은 같은 시기에 도시지역에서 전체적인 증가를, 농촌지역에서 약한 감소를 보이는데(Figure 3), 즉 도시지역의 기혼자녀동거 확률의 감소는 일정부분 미혼자녀동거 확률의 증가의 영향을 받은 것이다. 초혼 연령이 높아짐에 따라 평균조건 노인이 기혼자녀동거 대신 미혼자녀동거의 형태로 거주하는 기간이 늘어난 것을 반영한다.<sup>5)</sup> 반면 농촌지역의 경우 기혼자녀동거와 미혼자녀

동거 모두 감소하고 있어, 자녀와의 별거확률의 절대적 증가를 확인할 수 있다. 도시지역의 기혼자녀동거 확률은 농촌지역보다 항상 높으며, 양 지역 모두 10% 전후의 낮은 확률을 기록하는 2005년에도 농촌지역의 노인들은 도시지역의 노인들에 비해 기혼의 자녀와 동거할 확률이 크게 낮았다. 이는 여러 연구에서 이미 지적되었다시피, 농촌의 성인자녀들이 도시로 이주하면서 농촌에 노부모들만 남게 되는 현상을 반영하는 것으로 보인다(김정석, 2005a; Vos와 Lee, 1993; 유승주 · 이성우, 2006).

Figure 2의 1985년 도시지역 기혼자녀동거 확률 분포를 살펴보면, 서울과 충북·충남이 가장 높은 확률을 갖는 가운데 경북·경남, 전남·전북, 인천·경기·강원 등 동일 권내 지역의 유사성을 관찰할 수 있다. 부산과 대구 두 광역시는 주위 지역에 비해 오히려 낮은 확률을 보였으며, 농촌지역의 경우 비교적 랜덤한 확률 분포를 보였다. 특이한 점은 경기가 도시지역과 농촌지역 모두에서 가장 낮은 수준의 기혼자녀동거 확률을 보인다는 것이다. 1985년 서울이 이미 기혼자녀동거 확률이 가장 높은 지역 중 하나임을 고려하면, 경기와 서울과의 연계성이 아직 나타나고 있지 않은 것으로 보인다.

1995년 기혼자녀동거 확률은 전체적으로 낮아지면서 지역간 편차가 감소하였다. 도시지역을 먼저 살펴보면, 1985년 가장 낮은 확률을 보였던 경기와 인천의 확률이 급격히 높아진 것을 먼저 주목할 만하다. 경기, 인천, 서울으로 이루어지는 수도권 지역에서 강한 기혼자녀동거의 경향이 관찰되는 것과 함께 비수도권인 지방은 전체적인 확률 하락세를 보인다. 다만 각 지역권 내에서 중소도시(충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남의 도시지역)보다 대도시(대전, 광주, 대구, 부산)에서 동거확률이 더 높은 경향이 관찰된다. DaVanzo와 Chan(1994)은 말레이시아의 연구에서 대도시 거주-농촌 거주-중소도시 거주의 순서대로 노부모-자녀 동거에 긍정적인 영향을 끼친다고 보고하고, 그 이유 중의 하나를 대도시의 높은 주거비용으로 꼽았다. 그들은 주거비용을 통제할 경우 대도시와 농촌 및 중소도시의 동거확률 차이가 일정부분 감소하는 것 또한 보였다(DaVanzo와 Chan, 1994). 즉 농촌과 도시의 차이 외에 도시지역 내에서도 대도시가 중소도시보다 높은 동거확률을 보이는 것은 높은 주거비용 때문으로 해석된다. Mutchler와 Burr(2003)는 미국의 1990 센서스 자료를 바탕으로 지역의 주택 가격이 높을 경우 노인의 별거 확률이 낮아진다는 것을 보인 바 있다. 농촌지역의 1995년 기혼자녀동거 확률 역시 유사한 결과를 보인다. 대구와 부산이 각각 인근의 경북·경남보다 높은 기혼자녀동거 확률을 갖는 것은 높은 주거비용이 노부모-자녀 동거를 촉진시킨다는 것이 농촌의 경우에도 해당됨

노부모-자녀 동거의 결정요인과 지역간 차이, 1985-2005

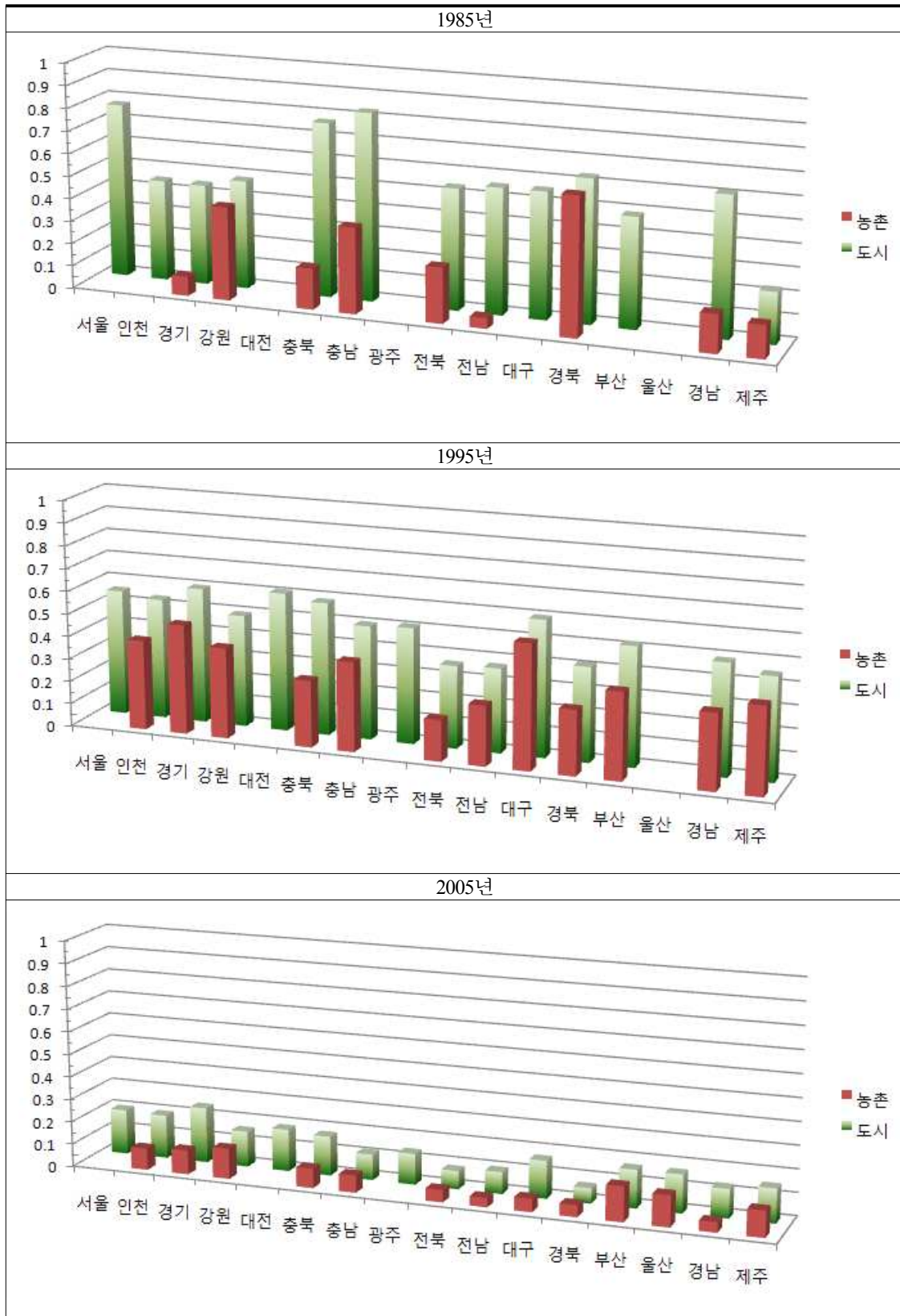


Figure 1 지역별 기혼동거확률 변화, 1985-2005.

을 나타낸다.

2005년 도시지역에서는 전체적인 기혼자녀동거 확률 감소에도 불구하고 지역간 차이가 더욱 뚜렷하게 나타난다. 서울, 인천, 경기의 수도권은 타 지역과 명확히 구분되는 높은 기혼동거확률을 가지며 광역시들의 확률도 높았다. 확률은 남쪽 지방으로 내려올수록 낮아지는데, 경

남지역은 경북·전북·전남 지역에 비해 높은 확률을 보였다. 농촌지역의 경우 강원과 부산, 울산에서 가장 높은 기혼동거확률을 보였으며, 남쪽으로 내려갈수록 지역의 기혼동거확률이 낮아지는 패턴을 보이고 있다.

나. 미혼자녀동거

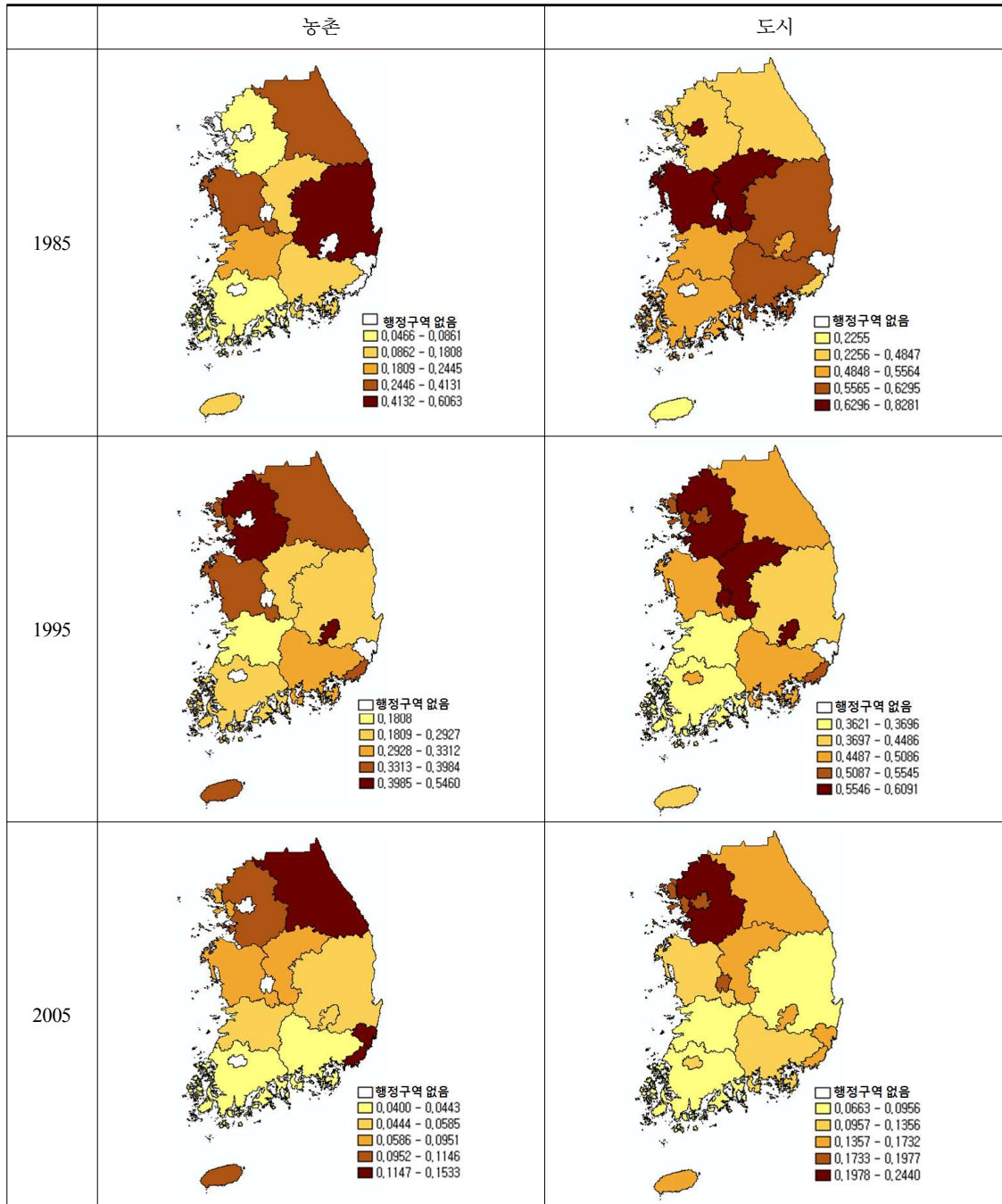


Figure 2 기혼자녀동거 확률의 지역적 분포, 1985-2005.

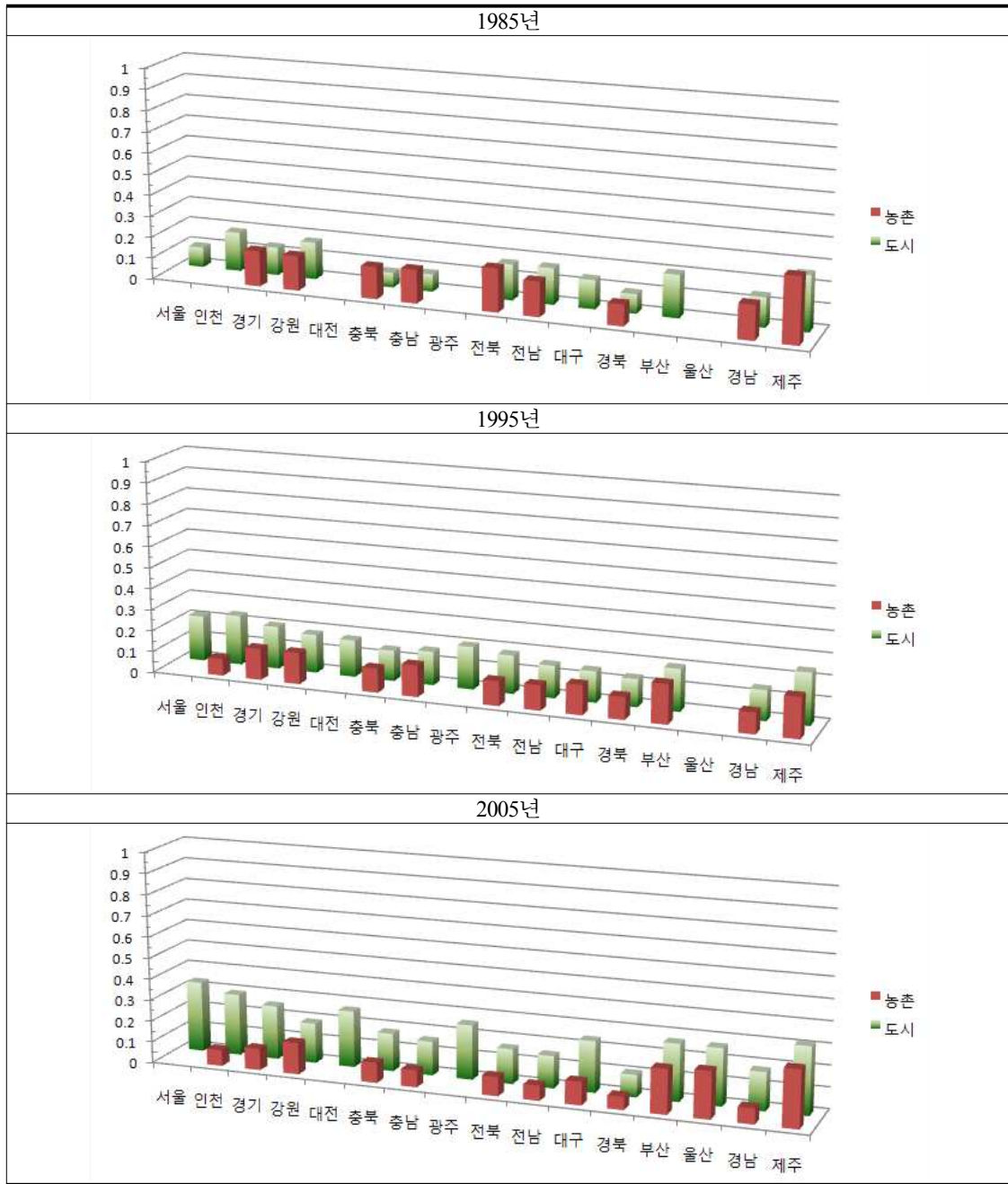


Figure 3 지역별 미혼동거확률의 변화, 1985-2005.

Figure 3의 1985년의 미혼자녀동거에서 가장 특징적인 현상은, 기혼자녀동거와는 반대로 농촌지역의 미혼자녀 동거 확률이 도시지역과 비슷하거나 더 높다는 것이다. 1995년의 경우 1985년과 비슷한 수준의 확률을 보이지만 농촌지역의 확률이 전체적으로 하락하여 전 지역에서 농촌보다 도시의 동거확률이 높아진 것을 볼 수 있다. 2005년에는 도시지역의 미혼자녀동거 확률이 크게 증가하면서 지역 간 편차가 뚜렷해졌다. 도시지역과 농촌지

역의 편차가 커졌으며, 대도시와 중소도시 간의 층위도 뚜렷해졌다. 서울을 비롯한 광역시들의 도시지역 확률은 모두 25% 이상으로, 15% 전후의 확률을 보이는 인접 도 지역 도시들과 확연한 층위를 이룬다. 농촌지역은 부산·울산·제주를 제외하면 10% 전후의 낮은 기혼자녀동거 확률을 보였다.

1985년 도시지역의 미혼자녀동거 확률은 제주에서 가장 높고 충북·충남에서 가장 낮다(Figure 4). 이 시기의



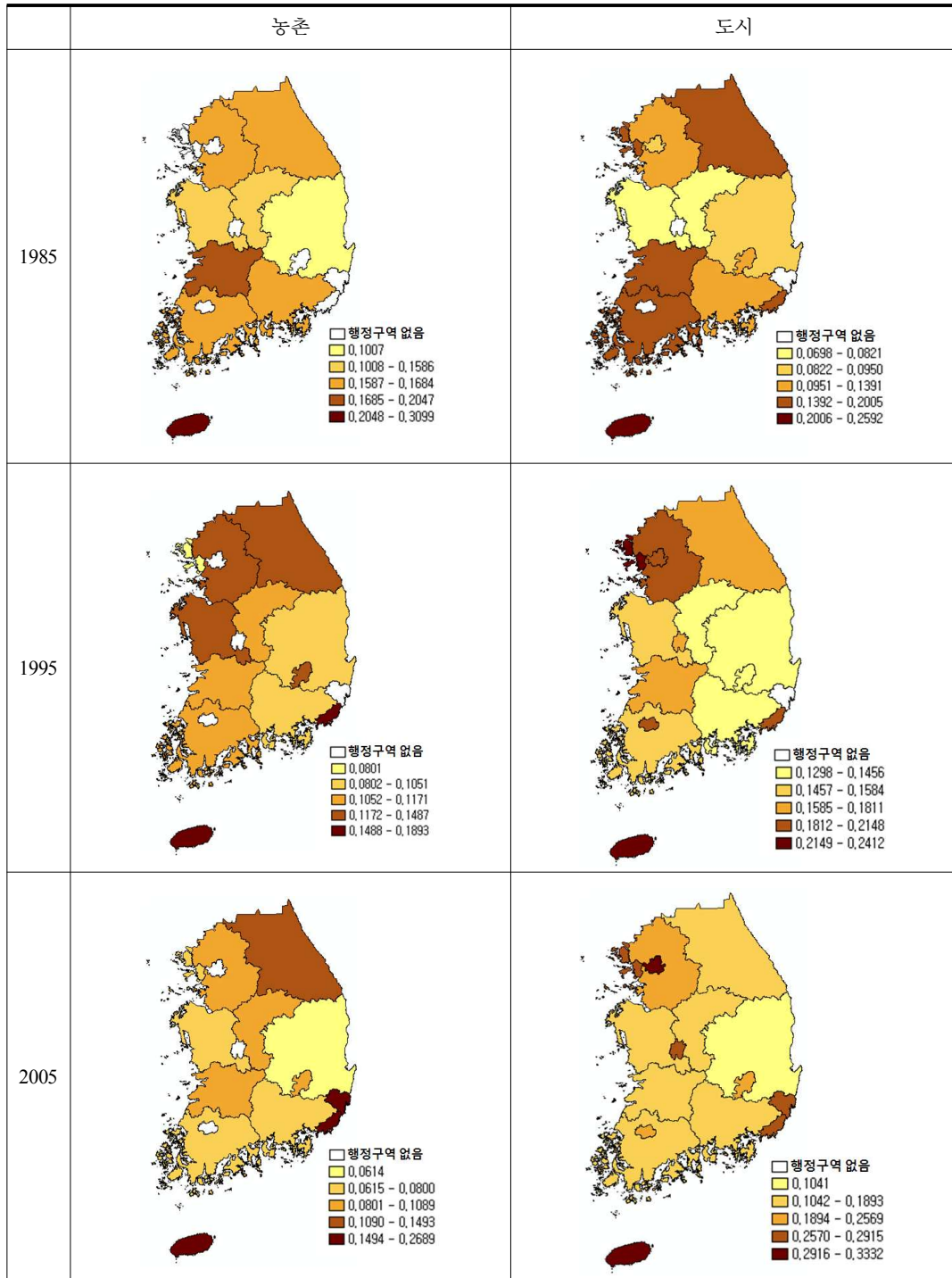


Figure 4 미혼자녀동거 확률의 지역적 분포, 1985-2005.

흥미로운 점은 Figure 2의 기혼동거확률의 분포와 Figure 4의 미혼동거확률의 분포가 거의 반대라는 점이다. 이는 전체 평균 약 20%의 노인만이 자녀와 별거하는 데에서 오는 것으로, 기혼자녀동거와 미혼자녀동거가 아직 뚜렷

한 지역별 경향성을 띄지는 않는다고 볼 수 있는 근거가 된다.

1995년 도시지역 중에서는 서울, 경기와 광역시 지역에서 미혼자녀동거의 확률이 타 지역에 비해完연히 높

아진 것을 관찰할 수 있다. 경기를 비롯한 북쪽 지역의 확률이 높고 남쪽 지역의 확률이 낮아지는 경향이 농촌 지역에서도 역시 1995년부터 나타나기 시작한다.

2005년도 도시지역의 미혼자녀동거 확률은 대도시와 기타도시로 양분되는 모습을 보인다. 독보적인 미혼자녀 동거의 확률을 보이는 서울과 제주 외에도 광역시들이 모두 높은 확률을 갖지만, 기타 지방도시들의 미혼자녀 확률에는 지역간 차이가 뚜렷하지 않으며 대체로 낮아 대도시들과 확연한 층위를 이룬다. 기혼자녀동거와 마찬가지로 미혼자녀동거 역시 주거비용에 영향을 받는다고 알려져 있는데, 예를 들어 높은 주택 임대료는 젊은 성인들이 독립하지 않고 부모님 집에 머무를 확률을 높인다(Haurin 등, 1993; Haurin 등, 1997). 즉 대도시의 높은 주거비용이 높은 미혼동거확률을 가져왔을 가능성이 있다. 농촌지역의 경우 부산과 울산, 강원이 상대적으로 높은 확률을 보이며 수도권과 비수도권의 차이가 명확하지 않다. 경북지역은 2005년에 도시와 농촌 모두에서 가장 낮은 미혼자녀동거의 확률을 보였다.

## VI. 결 론

본 연구에서는 노부모-자녀 동거 현상을 기혼자녀동거와 미혼자녀동거로 분리하고 각 현상의 결정요인을 분석한 뒤, 각 현상이 지역간 차별적으로 전개된 양상을 관찰하였다. 본 연구의 결과를 종합하면 다음과 같다.

첫째, 기혼자녀동거와 미혼자녀동거를 구분하여 다중다중로짓모형으로 추정한 결과, 모든 추정계수가 Wald  $\chi$  검정을 1%의 유의수준에서 통과하는 것으로 나타나 두 거주형태는 서로 이질적이며 분리하여 해석되어야 하는 사회적 현상임이 확인되었다.

둘째, 경제력이 있는 노인들의 기혼자녀동거 및 미혼자녀동거의 가능성이 높다. 기혼자녀동거와 미혼자녀동거는 동거의 수혜자가 각각 노부모와 자녀로 서로 다르게 예상되지만, 자가소유, 직업, 학력, 주거밀도 등으로 다양하게 대리 추정된 경제적 변수의 영향력은 두 주거형태에 모두 긍정적이었다. 기혼자녀동거의 경우 경제력이 있는 노인들의 선호 발현에 의해, 미혼자녀동거의 경우 부모의 경제력에서 이득을 취하려는 자녀들의 선호에 의한 것으로 생각된다. 노인의 경제력이 기혼자녀동거에 긍정적으로 작용한다는 것은 반대로 쓰면 경제적으로 부유치 못한 노인들이 자녀와 별거하게 된다는 것을 뜻한다. 즉 현재의 가속화되고 있는 노부모-자녀 동거, 특히 기혼자녀동거의 감소 추세가 서구화의 영향이나 독립적인 가치관의 증가 등 긍정적인 변화에서 유래한 것이라

기보다 경제적인 이유로 적절한 부양을 받지 못하고 있는 취약계층의 증가라는 위험 신호로 해석되어야 한다.

셋째, 노부모-자녀 동거 현상은 지역간 차별적으로 전개되고 있으며, 1985년에서 2005년에 걸친 기혼·미혼자녀동거 확률의 변화 양상도 서로 다르다. 다중모형에서 유효하게 확인된 지역간 분산은 노부모-자녀 동거가 노인 개인의 특성뿐만 아니라 거주하는 지역에 따라 그 확률이 변화한다는 것을 드러낸다. 이를 토대로 평균 조건 노인의 거주 지역별 자녀 동거 확률을 추정한 결과, 수도권과 비수도권, 대도시와 지방도시, 도시와 농촌 등 다양한 특성을 가진 지역의 확률 변화 양상은 서로 달랐다. 또한 기혼·미혼자녀동거의 차이점을 함께 고려하여 살펴보면, 기혼자녀동거의 확률은 농촌보다 도시에서 높으나 최근 20년간 급격히 감소하였다. 이에 반해 미혼자녀동거의 확률은 1985년 농촌 지역에서 더 높았으나 그 확률이 점점 감소한데 반해 도시 지역에서의 확률은 점점 높아져, 2005년에는 도시지역의 미혼자녀동거 확률이 농촌지역의 미혼자녀동거 확률을 크게 웃돌았다. 특히 서울과 광역시의 대도시의 미혼자녀동거 확률의 증가는 두드러졌다.

지금까지 살펴본 바와 같이 본 연구는 우리나라의 노인 복지 정책 수립에 있어 고려해야 할 다양한 시사점을 제공한다. 현재의 노부모-자녀 동거 비율 감소가 내포하는 위험성을 인지해야 한다는 것이 그 첫째이며, 앞서 살펴본 것과 같은 각 지역의 변화 양상 차이를 감안한 노인 복지 정책의 수립을 모색해야 한다는 것이 둘째이다. 그러나 본고에서는 지역간 자녀동거 확률의 차이는 확인하였으나, 그 차이가 어떤 지역의 특성에서 유래하는지 고려하지는 못하였다. 어떠한 정책적 노력이 지역의 특성을 살려 노인 복지정책의 실효성을 높일 수 있을지에 대한 연구가 계속 이어져야 할 것이다.

이 연구는 2008년 정부재원(교육인적자원부 학술연구 조성사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF-2008-B00034)

- 주1) 단 2005년 인구주택총조사의 경우 '가구주의 부모'와 '가구의 조부모'를 구분하지 않고 같은 코드를 부여하기 때문에 이 경우는 부득이하게 일괄적으로 '가구주'를 노인의 자녀로 간주하고 분석에 사용하였다.
- 주2) 개인수준 분산을 1.0으로 고정시킨 모형을 사용하여 과이산(overdispersion)·저이산(underdispersion)으로 인한 통계적 문제

집 유무를 점검하였으나 추정값의 차이가 미미하여, 분산을 통제하지 않은 원 모형을 사용하였다.

- 주3) 통계청의 생활시간조사(2004)에 따르면 65세 이상 남성 노인의 일은 주업이 75.7%, 자기 소비를 위한 농림어업이 23.9%, 무급가족노동 4.2% 등이었다.
- 주4) 선형변수 및 비선형변수 모두 평균값을 사용하였으며 Figure 3의 기술통계량과 같다.
- 주5) 통계청에 따르면 2005년 남성 초혼연령은 30.9세, 여성 27.7세로 1995년보다 각각 2.5세, 2.3세 상승하였다.

### 참고문헌

1. 강주희, 윤순덕, 2008, 노인복지 수요와 자원의 지역별 비교분석, 농촌사회, 18(1), 161-187.
2. 건설교통부, 2005, 2005년차 자가공시에 관한 연차 보고서.
3. 김경혜, 1998, 노인들의 동거형태 결정요인에 관한 연구 - 서울시 거주 노인을 중심으로, 한국노년학, 18(1), 107-122.
4. 김수완, 김유미, 2006, 우리나라 노인가구의 소득구성 및 빈곤율 분석 - 가구유형별 근로소득과 공적연금소득의 비중 및 빈곤제거효과를 중심으로, 사회복지연구, 29, 5-37.
5. 김정석, 2005a, 특집, 고령화사회와 대응과제 1 ; 고령화사회의 노인인구와 노인가구의 변화와 전망, 국토, 280, 5-19.
6. 김정석, 2005b, 한국노인들의 일상생활, 한국인의 생활시간과 일상생활 I , 생애주기별 접근, 한국학중앙연구원.
7. 김진욱, 2006, 한국 노인의 생활시간에 관한 연구 - 2004년 생활시간조사 자료에 나타난 노인의 일, 가족, 여가생활 분석을 중심으로, 노인복지연구, 32, 149-177.
8. 박민자, 손문금, 2005, 고령 여성과 남성의 일상생활, 생활시간조사자료를 중심으로, 사회과학연구, 11, 121-145.
9. 박현정, 최혜경, 2001, 한국노인의 자녀와의 동거여부에 영향을 미치는 요인들 - 노인의 노후 부양가치관을 중심으로, 한국가정관리학회지, 19(1), 63-75.
10. 유성호, 1996, 노인과 성인자녀의 별거를 결정하는 변인, 그 이론적 탐색, 한국노년학, 16(1), 51-68.
11. 유성호, 2000, 노인과 성인자녀의 별거를 결정하는 요인, 그 이론적 탐색 2, 노인복지연구, 169-185.
12. 유승주, 이성우, 2007a, 도시와 농촌의 노부모-자녀의 동거 결정요인에 관한 한국과 미국의 비교 연구, 농촌경제, 30(4), 57-86.
13. 유승주, 이성우, 2007b, 한국과 미국의 노인부양에 영향을 미치는 요인의 비교, 통계연구, 12(2), 201-227.
14. 이가옥, 권선진, 외 1., 1994, 노인생활 실태 분석 및 정책과제, 서울, 한국보건사회연구원.
15. 이성우-민성희, 2002, 주거밀도로 측정된 출신지역별 주거수준 차이, 1990-2000, 국토계획, 37(7), 137-155.
16. 이성우, 윤성도, 외 2., 2006, 공간계량모형응용, 서울, 박영사.
17. 하성규, 이성우, 2001, 서울 거주자의 출신지역별 자가점유 특성 비교 분석을 통해 살펴본 지역격차와 지역차별, 한국지역개발학회지, 13(2), 33-56.
18. Aasve, A., S, Burgess, et al., 2002, Transitions from home to marriage of young Americans, Journal of Applied Econometrics, 17, 1-23.
19. Anselin, L., 1992, Space and Applied Econometrics: Introduction, Regional Science and Urban Economics, 22(3), 307-316.
20. Avery, R., F, Goldscheider, et al., 1992, Feathered Nest/Gilded Cage, Parental Income and Leaving Home in the Transition to Adulthood, Demography, 29, 375-388.
21. Brody, E., S, Litvin, et al., 1995, Marital Status of Caregiving Daughters and Co-residence with Dependent Parents, The Gerontologist, 35, 75-85.
22. Cameron, L., 2000, The Residency Decision of Elderly Indonesians, A Nested Logit Analysis, Demography, 37(1), 17-27.
23. Chatterjee, S, and B, Price, 1991, Regression Analysis by Example, New York, John Wiley & Sons, Inc.
24. Choi, S., 1996, Aging and Social Policy in Korea, Korea Journal of Population and Development, 25, 1-25.
25. Cooney, T, and P, Uhlenberg, 1992, Support from parents over the life course, The adult child's perspective, Social Forces, 71, 63-84.
26. Crimmins, E, and D, Ingegneri, 1990, Interaction and Living Arrangement of Older Parents and Their Children, Research on Aging, 12, 3-25.
27. DaVanzo, J, and A, Chan, 1994, Living Arrangements of Older Malaysians, Who Coresides with Their Adult Children?, Demography, 31(1), 95-113.
28. DeVanzo, J, and F, Goldscheider, 1990, Coming Home



- Again, Returns to the Parental Home of Young Adults, *Population Studies*, 44, 241-255.
29. Ermisch, J., 1999, Prices, Parents, and Young People's Household Formation, *Journal of Urban Economics*, 45, 47-71.
  30. Frankenberg, E., A. Chan, et al., 2002, Stability and change in living arrangements in Indonesia, Singapore, and Taiwan, 1993-99, *Population Studies*, 56, 201-213.
  31. Frankenberg, E., L. Lillard, et al., 2002, Patterns of Intergenerational Transfers in Southeast Asia, *Journal of Marriage and Family*, 64, 627-641.
  32. Goldscheider, F., K. and C. Goldscheider, 1989, Ethnicity and the new family economy, synthesis and research challenge, In F.K. Goldscheider and C. Goldscheider, eds.), *Ethnicity and the new family economy, Living Arrangements and intergenerational financial flows*, pp, 185-195, Boulder, CO: westview,
  33. Grundy, E., 2000, Co-residence of mid-life children with their elderly parents in England and Wales, Changes between 1981 and 1991, *Population Studies*, 54, 193-206.
  34. Haurin, R. J., D. Huarin, et al., 1997, Home or Alone, The cost of Independent Living for Youth, *Social Science Research*, 26, 135-153.
  35. Haurin, D., P. Hendershott, et al., 1993, The Impact of Real Rents and Wages on Household Formation, *The Review of Economics and Statistics*, 75, 284-93.
  36. Kim, J. and K. Rhee, 1997, Variation in preferred living arrangements among Korean elderly parents, *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 12, 189-202.
  37. Kim, J., E. Kim, et al., 2005, Elderly Living Arrangements and Life Satisfaction in Korea, Paper presented at the annual meeting of the American Sociological Association, Philadelphia, PA.
  38. Lafarrere, A., 2005, Leaving the Nest, The Interaction of Parental Income and Family Environment, Working Papers 2005-01, Centre de Recherche en Economie et Statistique.
  39. Lawton, L., 1990, Family Disruption in Childhood and the Quality of Parent/Adult Child Relationship.
  40. Lee, S, W, and D, Myers, 2003, Local housing-market effects on tenure choice, *Journal of Housing and the Built Environment*, 18, 129-157.
  41. Logan, J, and F, Bian, 1999, Family Values and Coresidence With Married Children in Urban China, *Social Forces*, 77, 1253-1282.
  42. Long, G, and W, Pfau, 2008, Patterns and Determinants of Living arrangements of the Elderly in Vietnam, *Social Issues under Economic Transformation and Integration in Vietnam*, G. Long, Hanoi, Vietnam Development Forum, 2, 147-176.
  43. Luke, D., 2004, *Multilevel Modeling*, Thousand Oaks, CA, Sage Publications.
  44. Martin, L, G., 1989, Living Arrangements of the Elderly in Fiji, Korea, Malaysia, and the Philippines, *Demography*, 26(4), 627-643.
  45. Mutchler, J, and J, Burr , 2003, Living Arrangements Among Older Persons - A Multilevel Analysis of Housing Market Effects, *Research on Aging*, 25(6), 531-558.
  46. Schmertmann, C., M. Boyd, et al., 2000, Elder-Child Coresidence in the United States , Evidence From the 1990 Census, *Research on Aging*, 22(1), 23-42.
  47. Soldo, B., D. Wolf, et al., 1990, Family structure and changes in living arrangements, *Journal of Gerontology*, 47, S289-S296.
  48. Speare, A, and R, Avery, 1993, Who Helps Whom in Older Parent-Child Families, *Journal of Gerontology*, 48(2), S64-S73.
  49. Takagi, E, and M, Silverstein , 2006, Intergenerational Coresidence of the Japanese Elderly, *Research on Aging*, 28(4), 473-492.
  50. Tsuya, N, and G, Martin, 1992, Living Arrangements of Elderly Japanese and Attitudes Toward Inheritance, *Journal of Gerontology, Social Sciences*, 47, s45-s54.
  51. Vos, S, D, and Y.-J, Lee, 1993, Change in Extended Family Living among Elderly People in South Korea, 1970-1980, *Economic Development and Cultural Change*, 4(2), 377-393.
  52. Wilmoth, J., 2000, Unbalanced Social Exchanges and Living Arrangement Transitions Among Older Adults, *The Gerontologist*, 40(1), 64-74.
  53. Wolf, D, and B, Soldo, 1988, Household Composition Choices of Older Unmarried Women, *Demography*, 25, 387-403.
- 
- 접 수 일: (2009년 11월 5일)  
 수 정 일: (1차: 2009년 11월 16일)  
 게재확정일: (2009년 11월 16일)  
 ■ 3인 익명 심사필

별지1 지역별 사용 표본 수

지역	2005		1995		1985	
	기혼자녀 동거	미혼자녀 동거	기혼자녀 동거	미혼자녀 동거	기혼자녀 동거	미혼자녀 동거
서울	농촌 지역	-	-	-	-	-
부산	농촌 지역	112	99	129	94	-
대구	농촌 지역	224	196	131	71	-
인천	농촌 지역	504	425	222	149	-
광주	농촌 지역	-	-	-	-	-
대전	농촌 지역	-	-	-	-	-
울산	농촌 지역	249	230	-	-	-
경기	농촌 지역	908	730	1710	977	2229
강원	농촌 지역	1658	1452	699	487	1078
충북	농촌 지역	2359	2039	999	707	1196
충남	농촌 지역	3198	2751	1681	1155	2344
전북	농촌 지역	2509	2311	896	693	1796
전남	농촌 지역	6001	5550	2597	2008	2949
경북	농촌 지역	3667	3306	1456	1105	3246
경남	농촌 지역	3934	3668	1634	1241	2296
제주	농촌 지역	399	380	299	273	239
서울	도시 지역	8478	8223	5882	3376	3731
부산	도시 지역	3900	3664	2319	1388	1101
대구	도시 지역	2474	2227	1468	778	816
인천	도시 지역	2068	1712	1268	719	590
광주	도시 지역	1466	1382	843	555	-
대전	도시 지역	1329	1153	833	456	-
울산	도시 지역	530	454	-	-	-
경기	도시 지역	9420	7649	3568	1854	793
강원	도시 지역	1981	1726	1007	641	448
충북	도시 지역	1460	1201	697	370	361
충남	도시 지역	2322	2025	1126	718	463
전북	도시 지역	3451	3138	1754	1235	483
전남	도시 지역	2068	1841	997	654	626
경북	도시 지역	5282	4708	2679	1834	430
경남	도시 지역	3494	3022	2298	1399	638
제주	도시 지역	399	388	209	146	158
합계	개인 수준	75844	67650	39401	25083	28011
	지역 수준	29		27		22

기혼동거 확률 추정치, 1985년~2005년

	1985년		1995년		2005년	
	농촌	도시	농촌	도시	농촌	도시
서울	-	0.7716	-	0.5545	-	0.1977
인천	-	0.4460	0.3955	0.5315	0.0951	0.1922
경기	0.0861	0.4433	0.4822	0.5961	0.1067	0.2440
강원	0.4131	0.4795	0.3984	0.4931	0.1338	0.1568
대전	-	-	-	0.6091	-	0.1846
충북	0.1808	0.7682	0.2927	0.5838	0.0847	0.1732
충남	0.3792	0.8281	0.3923	0.4995	0.0757	0.1127
광주	-	-	-	0.5086	-	0.1356
전북	0.2445	0.5341	0.1808	0.3621	0.0541	0.0801
전남	0.0466	0.5548	0.2629	0.3696	0.0400	0.0956
대구	-	0.5564	0.5460	0.5965	0.0585	0.1651
경북	0.6063	0.6295	0.2839	0.4131	0.0520	0.0663
부산	-	0.4847	0.3792	0.5201	0.1533	0.1665
울산	-	-	-	-	0.1361	0.1672
경남	0.1690	0.6132	0.3312	0.4874	0.0443	0.1262
제주	0.1447	0.2255	0.3817	0.4486	0.1146	0.1489

미혼동거 확률 추정치, 1985년~2005년

	1985년		1995년		2005년	
	농촌	도시	농촌	도시	농촌	도시
서울	-	0.0950	-	0.2148	-	0.3332
인천	-	0.1857	0.0801	0.2356	0.0762	0.2915
경기	0.1684	0.1324	0.1487	0.2014	0.1017	0.2538
강원	0.1640	0.1751	0.1482	0.1811	0.1493	0.1893
대전	-	-	-	0.1738	-	0.2663
충북	0.1519	0.0698	0.1136	0.1437	0.0945	0.1789
충남	0.1586	0.0821	0.1484	0.1584	0.0800	0.1599
광주	-	-	-	0.2007	-	0.2569
전북	0.2047	0.1686	0.1158	0.1802	0.0897	0.1632
전남	0.1649	0.1709	0.1171	0.1516	0.0705	0.1514
대구	-	0.1356	0.1393	0.1456	0.1089	0.2406
경북	0.1007	0.0909	0.1051	0.1298	0.0614	0.1041
부산	-	0.2005	0.1850	0.1977	0.2086	0.2684
울산	-	-	-	-	0.2198	0.2676
경남	0.1626	0.1391	0.0988	0.1410	0.0734	0.1792
제주	0.3099	0.2592	0.1893	0.2412	0.2689	0.3158