

# 수도권 자가점유 및 점유성향의 변화 특성, 1995-2005

## Changes in Housing Tenure Rates and Housing Tenure Propensity in Seoul Metropolitan Area between 1995 and 2005

진홍철 서울대학교 농경제사회학부 박사과정 수료(제1저자)

Jin Hongcheol Ph.D. Candidate, Dept. of Agricultural Economics  
and Rural Devlpt., Seoul National Univ.(Primary Author)  
(jeenlee1@snu.ac.kr)

강동우 서울대학교 지역개발·조경연구소 연구원

Kang Dongwoo Researcher, Institute of Regional Planning  
and Landscape Architecture, Seoul National Univ.  
(tejism4@snu.ac.kr)

이성우 서울대학교 지역정보전공 교수(교신저자)

Lee Seongwoo Professor, Program in Regional Information,  
Seoul National Univ.(Corresponding Author)  
(seonglee@snu.ac.kr)

### 목 차

#### I. 서론

#### II. 선행연구 고찰

#### III. 분석방법

1. 다계층모형(Multilevel Model)
2. 해체기법(Decomposition Method)

#### IV. 자료 및 변인

#### V. 분석결과

1. 일반적 특징
2. 회귀분석 결과
3. 해체기법 결과

#### VI. 결론 및 시사점

## I. 서론

주택은 삶의 조건과 수준을 나타내는 중요지표 중 하나로 특히 자가소유는 주거의 안정성뿐만 아니라 사회적 신분과 경제적 수준을 가늠하는 지표로도 의미를 가진다(하성규·이성우, 2001). 따라서 자가소유율의 증가는 보다 많은 가구가 사회경제적으로 안정적인 삶을 영위할 수 있는 조건이 신장되었다고 해석할 수 있을 것이다.

2002년 전국 주택보급률이 100%를 달성하면서 양적지표를 통한 주거개선은 상당부분 이루어졌다고 판단된다. 통계청에 따르면 우리나라 자가점유율은 1995년 53.3%, 2000년 54.2%, 2005년 55.6%로 큰 폭의 개선은 아니지만 지속적인 증가를 보이고 있다. 우리나라에서 주거문제가 가장 심각한 수도권의 경우 1995년 46.0%, 2000년 47.6%, 2005년 50.2%로 전국보다는 낮은 수치를 보이지만 꾸준한 상승세를 보였다.

양적 지표를 통해 파악되는 우리나라의 주거수준이 크게 개선되면서 최근에는 질적 주거수준의 개선을 위한 정책의 중요성이 강조되고 있다. 또한 1인가구 증가와 노령화에 따른 가구구성 변화에 대응할 수 있는 주택 공급의 중요성이 커지고 있으며, 미분양주택이 발생하는 등 주택시장은 점차 공급자 위주의 시장에서 수요자 중심의 시장으로 전환되고 있다(이주형·임종현·이천기, 2009).

그러나 양적지표를 통해 나타나는 전반적인 주거수준의 개선이 모든 사람들에게 균등한 주거개선의 기회였는지에 대해서는 보다 면밀한 연구가 필요할 것으로 생각된다. 특히 1997년 외환위기 이후 우리나라 주택시장은 급격한 변화를 경험하였기 때문에 사회적 불안정 속에서 주거개선의 혜택

이 불균등한 기회로 분배되는 시기는 아니었는지에 대한 의문을 가지게 된다.

1997년 IMF 외환위기 직후 경제전반과 부동산 경기는 침체상황에 있었고, 이에 대응한 국민의 정부는 경기부양책의 일환으로 각종 부동산 규제 완화정책을 시행하였다(최병두, 2009). 이후 부동산 가격은 2001년부터 상승하기 시작하였으며 특히 서울과 수도권을 중심으로 큰 증가세를 보였다. 김경환·신혜경(2008)은 2001년 이후 우리나라 주택 가격 상승이 지역별, 유형별, 규모별로 차별화했다는 점을 언급하고 있다. 전국 주택가격의 고른 상승이 아닌 정부가 지목한 버블세븐지역<sup>1)</sup>, 아파트 및 중대형 주택의 집중적 상승의 특징을 보이며 이에 대한 원인에는 사상 초유의 저금리, 주택담보대출의 급증, 풍부한 부동산 자금 등을 주택시장 외적변수로 지적하고 있다. 1998년 이후 지속된 규제 완화 정책은 전국적인 주택가격 폭등에 따라 2002년부터는 부동산 규제정책으로 선회하게 되었고 참여정부에서 보다 강력한 규제가 시행되었다. 그러나 참여정부의 규제에도 불구하고 주택가격 상승세는 2008년에 와서야 약화되기 시작하였다.

통계청 자료에 따르면 외환위기 직전 연 60만 호였던 건설실적이 1998년에는 31만 호로 감소하였다. 이후 건설경기는 회복하여 1999년 41만 호가 건설되었고 2002년에는 67만 호가 건설되었다. 부동산 규제정책이 시행되면서 2004~2006년 기간에는 연 46만 호의 주택건설 추이를 보였으나 2007년에는 55만 호로 증가하였다. 이 중 1998~2003년까지 50% 이상의 주택이 수도권에 공급되었으나 2004~2006년에는 45%에서 37%까지 감소하였다. 이후 2007년에는 54%로 다시 수도권 비율이 증가하였다. 2003~2007년의 참여정부 기간에는 수도

1) 서울시 강남구, 서초구, 송파구, 양천구 목동과 경기도 신도시 분당, 평촌, 용인시 등 7개 지역을 말함.

권의 주택공급은 감소하고, 지방의 주택공급이 크게 증가한 특징을 보였다.

외환위기 이후 주택정책 및 공급의 변화와 함께 수요측면에서도 많은 변화가 있었다. 외환위기 직후 소득불균등도가 심화되었으며, 경제성장률 하락과 내수침체, 비정규직의 확산으로 양극화가 심화되었다(민승규 외, 2006; 홍중학, 2006; 조영철, 2007). 소득불평등의 증가는 저소득 가구의 붕괴에 의해 나타난 현상으로 해석되기도 하는데(이철희, 2008) 이 시기 저소득층은 기존의 소비를 유지하기 위해 자산을 처분하거나 부채를 증가시켰고, 고소득층은 저축을 늘렸던 것으로 분석하기도 한다(남상호·임병인, 2008). 이 점을 고려할 때, 외환위기 직후 자산디플레이션 현상으로 주택가격 하락이 진행되면서 급전이 필요한 사람들은 자산을 낮은 가격에 매각했었고, 재정적 여유가 있었던 사람들은 풍부한 현금동원력으로 부동산을 평가절하된 가격에 구매했던 점을 고려하면(남은영, 2009) 외환위기는 가구의 주택소유 기회에도 많은 영향을 주었을 것으로 생각된다.

이상의 주택정책과 공급, 소득 및 자산에서의 사회경제적 변화는 소득계층별 가구의 자가소유 뿐만 아니라 각 연령대에서 서로 다른 사회경제적 상황을 경험하게 되면서 세대 간 자가소유 성향에도 영향을 주었을 것으로 판단된다. 또한 지역에 따라 신규공급 및 재개발, 이주 등의 영향으로 주거입지에 대한 점유성향 또한 변화하였을 것으로 생각된다.

이러한 배경에서 본 연구는 외환위기 이후 세대 및 지역별 자가점유 성향의 변화를 실증분석하고자 하였다. 자가점유는 다른 주택소유에 관계없이 현재 점유하고 있는 주택의 소유여부를 기준으로 한다. 따라서 1가구 2주택의 경우를 명확히 반영할 수 없는 한계는 존재하지만 지역별 주택소유의 기

회가 동질적이지 못한 점을 고려할 때, 주택점유는 주거입지 선호를 반영한 자가소유 지표라고 생각된다. 이러한 이유에서 본 연구는 자가점유를 중심으로 분석하고자 하였다. 연구의 시기적 대상은 외환위기 이후 사회경제적 변화를 반영하기 위해 1995년과 2005년을 선정하였다. 지역적 대상은 주택정책의 주요 대상인 수도권으로 한정하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 자가점유에 대한 선행연구를 고찰한다. III장에서는 분석방법을 설명하고 IV장에서는 실증분석에 사용된 자료와 변인을 소개한다. V장에서는 분석결과를 제시하고 VI장에서는 결론 및 연구한계를 언급한다.

## II. 선행연구 고찰

자가점유와 관련된 많은 국내연구들은 확률선택모형을 이용하여 주거선택행태를 분석하고 있다. 종속변인 설정에서 점유형태를 기준으로 이항로짓모형(Binary Logit Model)을 사용하거나(정의철, 2005; 박천규·이수욱·손경환, 2009; 이주형·임중현·이천기, 2009), 점유형태와 주택유형을 조합하여 다항로짓모형(Multinomial Logit Model)을 사용한 연구가 다수를 이루고 있다(Oh, 2003; 최유미·남진, 2008; 이주형·임중현·이천기, 2009). 한편 정의철(2002)은 주택점유형태와 주택유형 선택의 동시선택성으로 IIA(Independence and Irrelevance of Alternatives) 가정이 성립하지 않을 수 있는 점에 착안하여 중첩모형(Nested Model)을 사용하였다.

선행연구에서 자가점유의 결정요인으로 가구특성을 반영할 수 있는 가구주의 연령, 성별, 결혼 등 인구학적 특성이 독립변인에 포함되었다. 또한 소득 및 자산 등 사회경제적 특성을 반영할 수 있는

다양한 변수들이 결정요인으로 포함되었다. 지역 주택시장의 특성을 반영하기 위해서 서울 및 광역시, 지방도시 여부를 따라 지역더미를 포함하기도 한다(정의철, 2002, 2005; 김정수·이주형, 2004; 이주형·임종현·이천기, 2009).

한편, 모기지론 도입으로 상대주거비용과 자산 제약조건의 변화가 점유유형에 미치는 영향을 분석하거나(정의철, 2005), 이주유형이 자가소유에 미치는 영향을 분석한 천진홍·이성우(2007)의 연구, 지역주택가격의 영향력과 함께 다계층모형(Multilevel Model)을 이용하여 지역주택시장의 계층구조를 모형화한 김준형·최막중(2009) 등은 연구목적과 모형화에서 차별성을 보였다.

국외연구는 인종차이에 따른 자가소유 격차를 분석한 연구가 수행된 특징을 보이는데 Kain and Quigley(1972)와 Krivo(1986) 등 초기 연구는 백인에 대비한 소수인종을 더미변수로 설정하여 인종 간 자가소유 격차의 존재를 보였다. Wachter and Megbolugbe(1992)는 Blinder(1973, 1976)와 Oaxaca(1973)가 제시한 해체기법(Decomposition Method)을 이용하여 백인과 소수인종 간의 자가소유 차이가 상당부분 인종별 거주지역의 격차, 주택 및 모기지(Mortgage)시장 등에서의 차별에 의해서 발생함을 주장하였다. Bostic and Surette(2001)는 1989년과 1998년을 대상으로 한 연구에서 백인-흑인 간, 백인-히스패닉 간 자가소유 확률의 격차가 각각 시간의 변화에 따라 줄어들었음을 보이고 자가소유 비율 및 격차의 변화는 가구의 사회경제적 특성변화, 주택시장 범위의 변화, 신용평가제도 등 기술적 발전의 세 가지 일반적인 요소에 의해 생긴다고 주장하였다.

해체기법을 이용하여 자가소유를 연구하는 방법은 인종 간 격차뿐만 아니라 시기별 변화에도 적용되었다. Yates(2000)는 호주의 자가율이 1975

년 이후 70%의 안정적인 비율을 보이고 있지만 1975년과 1994년을 기준으로 해체기법을 적용한 결과 가구주 연령 및 가구구성에 따라서 자가소유 성향이 차별적으로 변화하였음을 분석하였다. Gabriel and Rosenthal(2005)은 자가소유 비율의 증진과 인종 간 격차 축소를 목표로 하는 미국 주택 정책이 얼마나 달성되었는지를 보기 위해 1983년부터 2001년까지의 미국 전체의 자가소유 변화를 분석하였다.

이상의 선행연구를 검토했을 때, 국내연구는 횡단면 자료를 이용하여 특정 시점의 자가점유 결정요인 및 영향력에 대한 분석이 다수를 차지하고 있다. 그러나 실제 주택시장에서 자가점유에 영향을 주는 자산 등의 결정요인이 변화하기까지 시간이 소요되며, 그 동안 주택시장에 직·간접적 영향을 주는 사회경제적 여건 또한 변화하게 된다. 이 경우 자산의 증가가 반드시 실증분석을 통해 분석한 한계효과에 비례하여 자가점유율을 증가시킨다고 할 수 없을 것이다. 이처럼 횡단면 회귀분석의 분석결과는 현상에 대한 해석에는 유용하나 시차에 따른 사회경제적 변화를 반영하지 못하기 때문에 실제 자가점유율의 변화에 대한 설명에는 한계를 가진다.

이러한 횡단면 회귀분석의 한계를 보완하여 종속변인의 변화를 설명할 수 있는 방법으로 해체기법이 사용될 수 있다. 해체기법은 서로 다른 두 시점에서 분석된 두 개의 회귀모형을 이용하여 두 시점 간 종속변인의 변화를 시간효과를 통제했을 때 독립변인의 변화로 설명되는 부분과 독립변인을 통제했을 때 시간효과의 영향으로 설명되는 부분을 분리하는 방법이다. 해체기법을 적용할 경우, 자가점유 변화는 자산 등 결정요인 변화의 효과와 시간경과에 따른 사회경제적 변화의 효과로 분리할 수 있으며, 자산 등의 결정요인이 개선된다라도 자가점유 개선이 반드시 수반되지 않을 수 있음을

분석할 수 있는 장점을 가진다. 이처럼 두 시점의 횡단면 자료만으로 자가점유 변화를 분석할 수 있는 방법적 수월함에도 해체기법을 이용한 국내 실증연구는 국외에 비해 드물었던 것으로 판단된다.<sup>2)</sup>

또한 김준형·최막중(2009)을 제외한 연구에서는 지역주택시장의 특성을 반영하지 못하거나 서울 및 광역시, 지방도시 등으로 지역주택시장을 구분하여 보다 세밀한 지역특성을 모형화하는 데 한계를 가졌다.

이러한 배경에서 본 연구는 다계층모형을 이용하여 지역주택시장의 계층적 특징을 보다 세밀하게 반영함과 동시에 해체기법을 적용하여 수도권 주택시장의 자가점유율 변화의 특징을 분석하고자 하였다. 특히 연령에 따른 세대 및 지역별 자가점유 성향변화를 분석하여 선행연구와 차별성을 갖도록 하였다.

### III. 분석방법

#### 1. 다계층모형(Multilevel Model)

수도권 주택시장 분석을 위해서 수도권은 하나의 통일된 시장임과 동시에 공간적으로 지역주택시장을 형성한다고 가정하였다. 즉, 수도권 주택시장은 서울/인천/경기 주택시장으로 구분되며, 서울/인천/경기 주택시장은 시군구 및 읍면동 수준으로 보다 세분화된 계층적 시장구조를 보일 것이라는 가정이다. 이러한 계층구조에서, 각 수준에서의 사회

경제적 여건변화는 해당수준의 주택시장 뿐만 아니라 상하위 수준의 주택시장에 영향을 주어, 궁극적으로 개별 가구의 주거입지, 주택점유 및 유형 선택에 변화를 줄 것이라 생각된다. 개별 가구는 수도권 주택시장의 다층구조 속에 포함되므로 이를 잘 반영할 수 있는 분석모형은 다계층모형(Multilevel Model)이라 판단된다.<sup>3)</sup> 수도권 주택시장은 수도권-서울/인천/경기-시군구-읍면동 등 최대 4계층으로 모형화될 수 있다. 그러나 모형화되는 각 계층별 지역의 개수와 지역별 관측치가 충분하지 않을 경우, 정규성(Normality) 가정이 보장되지 않을 수 있어 수도권-시군구의 2계층으로 분석모형을 설정하였다. 모형은 <식 1>과 같으며 개별 가구 간, 각 시군구 간, 각 가구와 시군구는 독립을 가정하였다.

$$n_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ijk} + \epsilon_{ij}, \epsilon_{ij} = N(0, \sigma_c^2)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, u_{0j} = N(0, \sigma_u^2)$$

$$Cov(\epsilon_{ij}, u_{0j}) = 0$$

$$Cov(u_{0j}, u_{0j'}) = 0 \text{ for } j \neq j' \quad < \text{식 1}>$$

자가점유 여부를 종속변수로 이항로짓함수(Binary Logit Function)를 사용하였고, <표 1>의 독립변인을 이용하여 회귀분석하였다. <식 1>에서  $i$ 는 각 가구를 의미하며  $j$ 는 시군구를 의미한다. 시군구 수준에서의 지역시장 특징을 반영하기 위해서 상수항에 임의효과를 가정한 단순 임의절편모형

2) 해체기법은 서로 다른 두 시점에서 측정된 종속변인의 최종상태 변화를 특정 시점을 기준으로 분석하게 됨. 최종상태 변화만이 관측 및 분석의 대상이기 때문에 어떤 시점의 충격이 종속변인의 변화를 야기하였는지에 대한 동태적 변화를 설명할 수 없는 한계가 존재함. 또한 비교 기간 및 기준시점에 따라 분석결과가 상이하게 나타나므로 해석에 주의가 필요함.  
3) 다계층모형은 위계적 구조를 가지는 자료가 한 수준(Level)에 속한 것뿐만 아니라 다른 수준에 동시에 속하면서 발생 할 수 있는 차이를 통제하기 위해서 사용됨(이성우·임형택·조중구. 2004. “친환경농업의 결정요인과 지역 간 차이”. 농촌경제 제27권, 서울 : 한국농촌경제연구원. pp41-61; 이성우 외. 2006. 공간계량모형응용. 서울 : 박영사).

(Random Intercept Model)을 사용하였다.  $\beta_{0j}$ 은 각 시군구별 축약계수(Shrinkage Estimator)를 의미하고  $\gamma_{00}$ 은 각 가구가 속한 시군구에 관계없이 주거수준의 평균적인 경향을 추정한 고정효과(Fixed Effect)이며,  $u_{0j}$ 는 시군구 지역에 따른 임의효과(Random Effect)를 나타낸다.  $\epsilon_{ij}$ 는 각 가구별 임의 효과이며, 지역과 가구의 독립성을 반영하기 위해  $u_{0j}$ 와  $\epsilon_{ij}$ 의 상호독립을 가정하였다. 시군구 상호간 독립을 반영하여 시군구의 공분산 구조를 결합 주대각 공분산구조(Banded Main Diagonal Covariance Structure)로 사용하였다. 다계층모형 분석에서 연속변인의 중심보정(Centering)이 필요하므로(Luke, 2004), 공시지가를 수도권 평균가로 중심보정하여 분석하였다.

## 2. 해체기법(Decomposition Method)

이상의 이항로짓-다계층모형으로 분석한 1995년 및 2005년 자가점유 모형의 분석결과를 Blinder(1973, 1976)와 Oaxaca(1973)가 제시한 해체기법(Decomposition Method)<sup>4)</sup>에 적용하여 자가점유 성향변화를 분석하였다. 해체기법은 분석모형에서 통제된 1995년의 독립변인과 추정계수를 2005년의 독립변인 및 추정계수와 비교하여 1995년과 2005년의 자가점유 변화가 독립변인의 변화인 특성효과에서 기인한 부분과 추정계수의 변화인 잔차효과에서 기인한 부분을 분리하는 방법이다. Yates(2000)의 연구를 적용하면 잔차효과는 가구의 자가점유 성향변화로 해석될 수 있다. 본 연구는 이항로짓모형과 다계층모형을 사용하여

선형모형에서 적용되는 해체기법을 사용하는 데 제한이 있다.

따라서 Yun(2004)와 Bauer and Sinning(2008)을 참고하여 수정된 해체기법을 적용하였고, 방법은 <식 2>와 같다.

$$\begin{aligned} & \overline{F(X_{05}\beta_{05})} - \overline{F(X_{95}\beta_{95})} \\ &= [\overline{F(X_{05}\beta_{05})} - \overline{F(X_{95}\beta_{05})}] \\ & \quad + [\overline{F(X_{95}\beta_{05})} - \overline{F(X_{95}\beta_{95})}] \quad < \text{식} \\ & 2 > \end{aligned}$$

$F(\cdot)$ 는 연계함수를 로짓으로 사용한 가구별 자가점유 확률을 의미하며, 이를 지역수준에 따라 확률의 평균을 계산한 것이  $\overline{F(\cdot)}$ 이다. <식 2>의 좌변은 이항로짓-다계층모형을 통해 추정된 자가점유 확률의 1995년과 2005년의 차이이다. 우변의 첫 번째 대괄호는 추정계수를 2005년 기준으로 동일하게 통제했을 때, 수도권 자가점유 확률변화 중에서 독립변인 구성변화로 설명되는 특성효과를 의미한다.

우변의 두 번째 대괄호는 독립변인을 1995년 기준으로 통제했을 때, 수도권 자가점유 확률변화 중에서 추정계수 변화로 설명되는 잔차효과를 의미한다. 즉, 특성효과는 수도권에 거주하는 각 생애주기 단계별 가구의 연령, 학력 및 직업, 이주경험 등의 특징들의 구성이 변화하면서 설명되는 자가점유 변화부분을 의미한다. 잔차효과는 동일수준의 생애주기 단계, 학력 및 직업, 이주경험, 동일 지역주택시장 등의 특성을 가진 가구들이 사회경

4) 해체기법은 주로 집단 간 차이 또는 차이를 설명할 때 사용되나, 시기별 차이에도 사용됨(이성우·박지영·김성수, 2001. “아시아 이민자들의 주택소유여부를 결정하는 요인에 관한 연구”. 주택연구 제9권 2호. 서울 : 한국주택학회, pp223-250). 선형모형에서 사용되었던 해체기법의 비선형모형에 대한 확장은 Yun(2004), Fairlie(2005), Bauer and Sinning(2008) 등을 참고할 수 있음.

제 및 지역주택시장의 여건변화에 적응하여 설명되는 자가점유 성향변화 부분을 의미한다.

#### IV. 자료 및 변인

본 연구는 수도권 지역주택시장의 특징을 반영하기 위해 다계층모형을 이용하여 자가점유를 분석하고자 하였다. 다계층모형의 추정은 정규성을 가정하여 추정되므로(Snijders and Bosker, 1993) 정규성 가정의 성립을 위해서는 지역특성을 반영하고자 하는 지역이 일정 수 이상이 되어야 하며, 개별 지역의 충분한 관측치가 필요하다.<sup>5)</sup> 자가점유에 대한 실증분석을 위해 도시가계조사, 주거실태조사, 인구주택총조사 등이 사용될 수 있다. 그러나 수도권 지역주택시장의 지역특성을 반영하기 위한 지역구분과 충분한 관측치를 통해 높은 대표성을 가지는 자료는 인구주택총조사가 가장 적합하다고 판단된다.

따라서 본 연구의 실증분석은 1995년 및 2005년 인구주택총조사 2% 자료를 사용하여 수도권의 자가점유를 분석하였다. 인구주택총조사는 소득, 자산 및 주거비용을 포함하지 않아 모형설정에 한계가 존재한다. 그러나 가구와 관련된 인구 및 사회경제적 특성을 활용하여 선행연구에서 제시되었던 독립변인의 대리변수로 분석을 시도하였다. 추가로, 지역별 주택가격 수준의 차이를 반영하기 위해서 국토해양부에서 발표하는 표준지 공시지가를 지역주택가격의 대리변수로 사용하였다.<sup>6)</sup>

이상의 자료를 결합하여 분석에 사용된 표본은 서울, 인천, 경기 73개 시군구<sup>7)</sup>의 19세 이상 가구를 대상으로 하였다. 가구별 점유유형은 자가, 전세, 보증금 있는 월세, 보증금 없는 월세, 사글세로 한정하였다. 주택유형은 단독주택, 아파트, 연립주택, 다세대 주택으로 한정하였다.<sup>8)</sup>

생애주기 단계는 자가소유에 영향을 주는 것으로 알려져 있다(하성규, 2006). 본 연구는 가구의 연령, 성별, 배우자 유무 및 가구원수 변인을 통해 생애주기의 효과를 통제하고자 하였다. 학력, 직업유형 등은 연령과 함께 가구의 소득 및 자산을 반영하는 변인으로 사용하였다. 이주유형은 자가소유에 상이한 영향을 주는 것으로 알려져 있다(Coulson, 1999; Lee and Zhee, 2001; 천진홍·이성우, 2007). 동으로 대표되는 도시지역은 읍면으로 대표되는 농촌지역에 비해 비싼 신축 주택이 많기 때문에 농촌지역에서 자가소유 비율이 더 높을 것이라 판단된다(Clark and Dieleman, 1996).

또한 높은 주택가격은 자가소유에 부정적이므로, 지역주택시장별 주택가격의 차이는 개별 지역의 자가소유에 상이한 영향을 줄 것으로 생각된다. 이상의 도시/농촌 및 지역주택시장의 지역특성을 반영하기 위해 동/읍면부 지역여부와 주거지 공시지가최고가를 변인에 포함하였다. 이상 인구학적 변인, 사회경제적 변인, 주거이동변인, 지역변인 등 4개 범주로 분류된 변인은 <표 1>과 같다.

5) 경험적으로 2수준 다계층모형에서, 2수준 단위의 개수는 30개 이상일 때 정규성 가정이 성립된다고 판단됨(Snijders, T. A. B. and R. J. Bosker, 1999. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London, Thousand Oaks, New Delhi : Sage Publications; Luke, D.A. 2004. *Multilevel Modeling*. Thousand Oaks, London, New Delhi: Sage Publications).

6) 표준지 공시지가는 각 시군구에 대하여 도시지역 중 주거지역 최고가를 사용하였음.

7) 지역구분은 1995년 행정구역을 기준으로 하였다. 수원, 성남, 안양 및 부천은 구 단위로 자료를 분석하였음.

8) 최근 주거용 오피스텔이 임차용으로 소비되는 경우가 증가하고 있어, 분석에 이를 포함하는 것이 보다 적절할 것으로 판단됨. 그러나 2005년 인구주택총조사는 주택유형에서 오피스텔을 호텔 및 여관 등과 동일한 유형으로 분류하고 있어 분석에 포함하지 않았음.

6.5% 증가한 것으로 나타났다.<sup>9)</sup> 각 변인별 구성비

표 1\_ 변인설명

구분	변인	내용	
	중속변인	TENURE 자가(=1), 차가(=0)	
독립변인	인구학적 변인	AC1	19~25세
		AC2	26~35세(Ref.)
		AC3	36~45세
		AC4	46~55세
		AC5	56~65세
		AC6	66세 이상
		GENDER	남성(=1), 여성(=0)
		MARRY	유배우(=1), 미혼/이혼/사별(=0)
		HN1	가구원수 1~2명 (Ref.)
		HN2	가구원수 3~4명
		HN3	가구원수 5명 이상
	사회경제적 변인	SCHOOL	전문대 및 4년제 대학 졸업(=1), 고졸 이하(=0)
		JOB1	전문직
		JOB2	사무/서비스/판매직
		JOB3	농림수산업
		JOB4	기능직
	JOB5	일용직/무직(Ref.)	
	주거이동 변인 (현재 및 5년 전 거주지)	MIG1	다른 시군구, 시도 및 국외로부터의 이주
		MIG2	같은 시군구 내 이주
		MIG3	비이주(Ref.)
지역 변인	REGION	동(=1), 읍면부(=0)	
	PRICE	주거지 공시지가 최고액(천만 원/㎡, 1995년 실질)	

## V. 분석결과

### 1. 일반적 특징

모형에서 통제된 표본의 기술통계량은 <표 2>와 같다. 자가비율은 1995년 46.9%, 2005년 53.4%로

을 살펴보면, 45세 이하 가구주 비율은 63.3%에서 51.8%로 감소한 반면 46세 이상 가구주 비율은 36.7%에서 48.2%로 증가하였다. 가구주 연령구성의 변화를 통해서 가구주의 평균연령이 높아졌음을 확인할 수 있다. 특히 26~35세 가구주는 9.6%가 감소하였는데 26~35세 연령층에서 가구독립 비율

9) 통계청 자료는 수도권 자가비율을 1995년 46.0%, 2005년 50.2%로 공표하고 있음. 통계청은 인구주택총조사 전수 자료를 사용한 반면, 본 연구는 점유형태와 주택유형을 통제된 표본을 사용하였기 때문에 통계청 실측치보다 높은 자가율을 보인 것으로 판단됨.

이 높다는 점을 고려할 때 이 연령층의 독립시기가

2) 공시지가 평균은 중심보정 이전 공시지가 평균임.

표 2\_ 변인별 기술통계

구분		1995년		2005년	
		N=99,102		N=129,996	
		구성비율	자가비율	구성비율	자가비율
인구학	19~25세	4.9%	6.4%	3.4%	8.9%
	26~35세 <sup>1)</sup>	28.9%	25.2%	19.3%	30.2%
	36~45세	29.4%	50.9%	29.2%	50.9%
	46~55세	18.9%	64.2%	23.5%	63.6%
	56~65세	12.0%	69.3%	14.3%	71.9%
	66세 이상	5.8%	66.9%	10.4%	69.2%
	남성	86.2%	48.9%	79.6%	57.4%
	여성	13.8%	34.9%	20.4%	37.8%
	유배우	81.0%	51.4%	71.6%	62.0%
	미혼/이혼/사별	19.0%	27.7%	28.4%	31.6%
	가구원수 1~2명	25.1%	29.8%	37.1%	38.4%
	가구원수 3~4명	56.9%	48.6%	52.8%	60.6%
가구원수 5명 이상	18.0%	65.6%	10.1%	70.7%	
사회경제	대학졸업	25.3%	50.3%	31.2%	53.7%
	고졸 이하	74.7%	45.8%	68.8%	53.2%
	전문직	25.8%	52.7%	19.9%	56.2%
	사무/서비스/판매직	23.5%	41.1%	27.2%	49.7%
	농림수산업	3.2%	91.9%	2.1%	90.6%
	기능직	24.6%	38.8%	18.4%	53.3%
주거이동	타 지역 이주	34.3%	34.0%	28.2%	37.6%
	같은 시군구 내 이주	36.4%	31.7%	36.1%	43.2%
	비이주	29.3%	80.9%	35.7%	76.1%
지역	동부	91.2%	44.6%	91.7%	52.0%
	읍면부	8.8%	71.0%	8.3%	69.0%
	공시지가(천만 원/㎡) <sup>2)</sup>	지가 평균	지가 표준편차	지가 평균	지가 표준편차
자가 비율		0.1143	0.0594	0.4196	0.2575
		평균	표준편차	평균	표준편차
		46.9%	0.4991	53.4%	0.4989

주: 1) 심사자는 모형에서 통제된 표본의 26~35세 가구가 신혼부부 가구로 해석될 수 있음을 지적하였음. 그러나 인구주택총조사 자료에서 신혼부부 가구에 대한 정보가 포함되지 않아 이를 명확히 구분하는 데 한계가 있음. 본 연구에서 사용한 표본에 대해 신혼부부 가구를 가구원수 2~3명의 유배우 가구로 가정할 경우, 26~35세 가구에서 차지하는 비중이 1995년 38.1%, 2005년 36.0%로 나타났음. 가구원수를 2~4명으로 할 경우 1995년 70.1%, 2005년 55.1%로 나타나 모형에서 통제된 표본의 26~35세 가구가 반드시 신혼부부를 대표한다고 보기는 어려울 것으로 판단됨.

1995년에 비해서 늦어졌을 것이라고 추측된다. 남성 가구주 비율은 6.6%, 유배우자의 비율은 9.4%가 감소하여 여성가구주와 미혼 및 이혼 등 비율의 상대적 증가를 볼 수 있다. 가구원수별 구성에서 1~2인 가구가 12% 증가하고 5인 이상 가구가 7.9% 감소하여 대가족 비율 감소와 독신 및 부부가구의 증가를 확인할 수 있다. 전문대를 포함한 대학졸업자 비율은 5.9%가 증가하여 학력신장을 반영한 것으로 판단된다.

직업구성 비율의 경우, 전문직과 기능직이 약 6% 감소한 반면 사무직은 3.7%, 무직/일용직은 9.6%가 증가하였다. 무직/일용직의 구성비율 증가는 가구주의 연령대가 높아지면서 퇴직한 가구주의 비율이 증가한 것에서 기인한 것이라 판단된다. 주거이동 유형에서 타 지역에서의 이주는 6.1% 감소한 반면 비이주가 6.4% 증가하여 이주거리가 짧아진 것으로 나타났다. 도시지역을 대표하는 동부 거주가구가 0.5% 증가하여 도시지역 거주가구의 비율이 소폭 증가하였다. 수도권 공시지가 최고액의 평균은 1995년 114만 원 수준이었으나 2005년 419만 원으로 3.7배 증가하였고, 공시지가의 표준편차는 59만 원에서 257만 원으로 증가하였다.

연령별 자가비율 변화를 살펴보면, 36~55세의 자가비율은 같거나 감소한 반면, 19~35세와 56세 이상의 자가비율은 증가한 것을 확인할 수 있다. 수도권 전체의 자가비율이 증가한 것을 감안할 때 1995년과 2005년의 기간 동안 자가점유에 대한 사회경제적 여건변화가 세대에 따라 상이할 것이라는 추측을 가능케 한다.

연령별 자가비율에서 주목할 점은 35세 이하의 자가비율이다. 비록 35세 이하의 가구주 비율은 감소하였지만 자가비율은 증가하였으며, 특히 26~35세의 증가비율은 4.9%로 모든 연령구간 중에서 가장 높은 증가를 보였다. 국민은행이 발표한 연소득

대비 주택구입가격비(PIR)가 2005년 전국이 5.6, 서울이 8.0인 점을 고려할 때, 35세 이하의 자가비율 증가는 이 연령대의 소득 및 자산만으로는 달성되기 어려울 것으로 생각되며 다른 요인에 도움을 받았을 것으로 추측된다.

남성 가구주의 자가비율은 8.5% 증가한 반면 여성 가구주는 2.9% 증가하여 수도권 전체 증가비율인 6.4% 보다 작았다. 유배우 가구주의 자가비율은 10.6% 증가하였고 미혼 및 이혼과 사별을 경험한 가구주의 자가비율변화는 3.9% 증가에 그쳤다. 가구원수별 자기비율 변화는 3~4명이 12.0%로 가장 크게 증가하였고, 1~2명이 8.6%, 5명 이상이 5.1% 증가하였다. 학력의 경우 대학졸업 이상 가구주의 경우 3.4% 증가한 반면 고졸 미만의 자가비율이 7.4% 증가하여 2005년에는 학력에 따른 자가비율 차이가 크게 감소하였다.

직업별 자가비율은 기능직이 14.5%로 가장 큰 증가를 보였고, 사무직이 8.6%, 전문직과 무직/일용이 3.5% 수준의 증가를 보였다. 반면 농업수산업에 종사하는 가구주의 자가비율은 3.1% 감소하였다. 주거이동의 경우, 같은 시군구 이주가 11.5%, 타 지역 이주는 3.6% 자가비율이 증가하였다. 반면 비이주는 4.8% 감소하였다. 동부는 7.4% 자가비율이 증가한 반면, 읍면부는 2.1% 감소하였다.

## 2. 회귀분석 결과

<표 1>에서 제시된 독립변인을 통제하여 추정된 결과는 <표 3>과 같다. 추정계수의 부호는 1995년과 2005년이 동일하게 나타났다. 절편의 부호가 음으로 나타나 모형에서 설정한 참조집단의 자가점유 성향은 부정적이었으며, 2005년에는 크기가 증가하였다. 연령대별 추정계수는 36세 이상에서 추정계수가 양의 방향을 나타냈고, 연령이 증가할수록

표 3\_ 추정결과

변인		1995년 자가점유		2005년 자가점유	
		추정계수	표준화계수	추정계수	표준화계수
Fixed Effects	절편	-0.4756***	0.0000	-0.9538***	0.0000
	19세~25세	-0.7136***	-0.3092	-0.5356***	-0.1942
	36세~45세	0.8184***	0.7474	0.4285***	0.3905
	46세~55세	1.3182***	1.0347	1.0186***	0.8656
	56세~65세	1.6860***	1.0984	1.6637***	1.1669
	66세 이상	1.7842***	0.8344	1.7431***	1.0657
	남성	0.0610*	0.0421	0.0677***	0.0547
	유배우	0.3990***	0.3137	0.7174***	0.6488
	가구원수 3~4명	0.6319***	0.6269	0.6004***	0.6008
	가구원수 5명 이상	1.0227***	0.7870	0.9176***	0.5549
	대학졸업	0.3778***	0.3291	0.3308***	0.3073
	전문직	0.5788***	0.5076	0.5513***	0.4413
	사무/서비스/판매직	0.2821***	0.2398	0.3415***	0.3047
	농림수산업	1.1941***	0.4184	1.0820***	0.3078
	기능직	0.0443*	0.0382	0.1917***	0.1489
	타 지역에서 이주	-1.8804***	-1.7887	-1.3501***	-1.2176
	같은 시군구 내 이주	-1.9267***	-1.8576	-1.2158***	-1.1708
	동부	-0.3988***	-0.2268	-0.1958***	-0.1085
	공시지가	-5.9219***	-0.7054	-0.9549***	-0.4928
Random Effects	Variance Comp. Lv.1	0.9854***		0.9898***	
	Variance Comp. Lv.2	0.1999***		0.1038***	
Model Fit Statistics	N	99,102		129,996	
	-2LL	472,998		598,503	
	AIC	473,002		598,507	
	BIC	473,007		598,512	
	Deviance	98,764		141,955	

주: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

그 크기가 증가하였다. 이는 연령증가에 따른 자산 축적 영향이 반영된 것으로 판단된다. 계수 간의 비교를 위해 변환된 표준화 계수를 살펴보면, 1995년에는 46~65세가 가장 큰 영향을 보였는데 2005

년에는 56세 이상에서 가장 큰 영향력을 보였다. 한편 36~45세의 표준화계수의 크기가 큰 폭으로 감소하였다. 남성의 추정계수는 양의 부호를 나타냈으며, 유배우의 추정계수 역시 양의 부호를 보였

다. 2005년의 유배우자의 표준화계수 크기가 1995년에 비해 증가한 것을 확인할 수 있다. 가구원수의 경우, 1995년에는 가구원수가 많을수록 자가점유에 대한 양의 영향력이 커졌는데, 2005년에는 5명 이상보다 3~4명의 표준화계수의 크기가 더 커진 것을 볼 수 있다. 대학졸업의 영향력은 긍정적이었다.

직업별 표준화계수에서 참조집단에 대한 전문직의 영향력이 가장 컸으며, 농림수산업이 다음으로 큰 영향력을 보였다. 2005년에는 사무직과 기능직의 상대적 영향력이 증가하고, 전문직과 농림수산업은 감소하였다. 이주는 참조집단에 비해서 자가점유에 대해 부정적 영향력을 보였다. 그러나 1995년에 비해 2005년에는 크기가 감소하고, 같은 시군구 내 이주가 타 지역에서의 이주보다 크기가 작아진 것을 확인 할 수 있다. 동부와 공시지기는 음의 부호를 나타내 자가점유에 부정적이었으나 2005년에는 상대적 크기가 감소하였다.

### 3. 해체기법 결과

추정결과를 이용해 해체기법을 적용한 결과는 <표 4>와 같다. 수도권 자가율은 6.4% 증가하였는데 특성효과가 2.0%, 잔차효과가 4.4%를 설명하고

있다. 수도권 자가율 변화는 수도권 거주가구의 인구 및 사회경제적 구성의 변화에서 기인하는 부분보다 자가점유 성향 변화로 해석되는 잔차효과와의 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 지역별 해체기법을 살펴보면 서울은 자가율 변화 중에서 잔차효과가 특성효과보다 큰 영향력을 보였으며, 인천과 경기도는 특성효과가 잔차효과를 상회하였다. 서울은 1995년 자가점유 성향을 기준으로 볼 경우, 가구구성 변화는 자가점유 선호가 낮은 가구비율이 증가했으나 2005년 자가점유 성향이 급증하여 특성효과를 상회한 것으로 나타났다. 인천과 경기도는 2005년의 자가점유 성향은 1995년에 비해 다소 감소했지만, 가구구성에서 자가점유를 선호하는 가구비율이 크게 증가한 것으로 나타났다.

<그림 1>은 가구원수에 따라 연령 및 직업을 통제했을 때의 잔차효과다. 가구원수 및 연령에 따라 정도에 차이는 있으나 기능직(JOB4)과 사무/서비스/판매직(JOB2)의 잔차효과가 다른 직업에 비해 크게 나타났다. 외환위기 이후 자가점유를 통해 나타나는 주거수준 개선은 기능직과 사무직에서 가장 큰 영향을 준 것으로 판단된다. 전문직(JOB1)의 경우 1~2인 가구의 19~35세 연령대를 제외하면 기능직과 사무직보다 낮은 잔차효과를 보였다. 전문직은 1995년에 농림수산업(JOB3)을

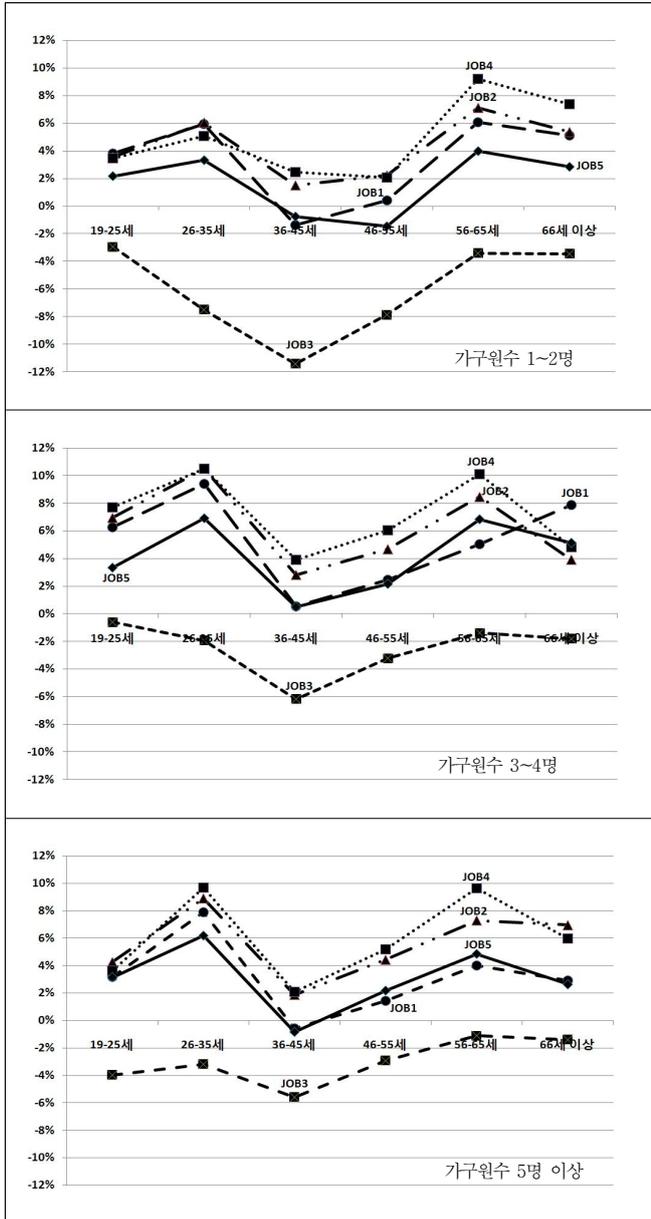
표 4\_ 수도권 해체기법 결과

(단위: %)

구분	자가율 추정치			해체기법		
	1995년	2005년	가설 추정치	자가율 변화	특성효과	잔차효과
수도권	46.9%	53.4%	51.4%	6.4%	2.0%	4.4%
서울	40.1%	47.2%	49.3%	7.1%	-2.1%	9.2%
인천	58.1%	64.1%	57.8%	6.0%	6.3%	-0.3%
경기	52.7%	56.7%	52.2%	4.0%	4.5%	-0.5%

주: 가설 추정치는 1995년 독립변인에 2005년 추정치를 적용하여 계산된 자가확률의 평균을 의미함.

그림 1\_가구원수별 연령-직업 잔차효과



주: JOB1(전문직), JOB2(사무/서비스/판매), JOB3(농림수산), JOB4(기능직), JOB5(일용/무직).

대체로 낮은 증가 폭을 보였다. 농림수산업은 자가성향이 오히려 감소한 것으로 나타났는데, 기술통계량에서 농림수산업 종사자가 감소하고, 자가율 또한 감소했던 점이 반영된 것으로 생각된다.

가구원수별 잔차효과를 살펴보면 1~2인 가구의 경우, 기능직 및 사무직의 경우 55세 이상에서는 5~10%, 19~35세 3~6%, 36~55세 1~3%의 잔차효과를 보여 55세 이상에서 자가성향의 증가가 가장 컸고, 36~55세에서 가장 적은 증가를 보였다. 전문직과 일용/무직에서도 연령대별 상대적 크기는 유사하게 나타났다. 특이한 점은 36~45세 전문직의 자가성향 변화가 음수로 나타난 점이다. 이 점은 10년 전에 비해 임차성향이 커진 것을 의미하는데 1~2인가구의 36~45세 전문직 종사자는 가구의 이동성이 높거나, 주택가격이 높은 특정지역에서의 입지선호가 높은 것에서 기인한 것으로 판단된다. 또한 일용/무직의 경우 36~55세에서도 자가성향 변화가 음수로 나타났다. 이 점은 일용/무직의 낮은 소득수준과 외환위기 이후 소득불안 증대, 소득보전을 위한 자산매각 등의 경제적 여건변화가 반영된 것으로 판단된다.

제외하면 가장 높은 자가율을 보였던 직업군으로 이미 높은 자가성향을 가졌기 때문에 변화의 폭이 작게 나타난 것으로 생각된다. 일용/무직(JOB5)의 경우도 자가성향이 증가하는 경향을 보였으나

3~4인 가구의 경우 잔차효과 분포 형태는 1~2인과 대체로 비슷하나 19~35세의 잔차효과가 최대 10%까지 증가하였고, 36~45세 3.9%, 46~55세가 6%까지 증가한 차이를 보인다. 농림수산업을 제외한 모든 직업군에서 잔차효과는 양으

로 나타났다. 연령별 특징에서는 36~45세의 전문직 및 일용/무직의 잔차효과는 0.5%로 주거개선의 영향이 상대적으로 낮게 나타났다. 한편 55~65세 일용/무직은 전문직보다 높은 6.8%의 잔차효과를 보였고, 65세이상 전문직은 7.9%의 가장 높은 잔차효과를 보였다.

5인 이상 가구에서도 연령 및 직업별 잔차효과의 분포는 3~4인 가구와 유사하였으나 19~25세와 36~45세의 잔차효과는 1~2인 가구와 유사하게 나타났다. 46~65세에서 일용/무직의 잔차효과가 전문직보다 높게 나타났다. 이 점은 3~4인 가구 56~65세와 유사하며 일용/무직의 소득이 상대적으로 낮은 점을 고려하면 축적된 자산 또는 동거가족의 소득 등의 효과가 반영되었을 것으로 판단된다.

이상의 결과는 가구원수와 직업에 따라 다소 차이가 있으나 수도권 자가율 증가로 나타나는 주거개선의 효과는 연령대별로 상이함을 나타냈다. 특히 36~45세 연령층은 다른 연령층의 자가성향 증가에 비해 낮은 증가 폭을 나타내고 있어 이 연령층에서 자가점유에 대한 제약이 상대적으로 큰 것으로 판단된다.

시군구 수준의 지역별 자가율 변화와 잔차효과는 <그림 2>와 같다. 자가율 변화 및 잔차효과가 감소한 지역은 점으로 표시하고, 증가한 지역은 세로선으로 나타냈다. 그리고 변화의 크기에 따라서 점 및 선의 빈도를 조절하였다. 자가율 변화는 서울의 경우 강남구, 송파구, 서초구를 제외한 전 지역에서 자가율이 증가하였으며, 인천은 중구, 연수구, 용진군을 제외한 전 지역에서 증가하였다. 경기도는 성남 분당구, 과천시, 김포시, 시흥시, 고양시, 양주시 등 서울의 남부 및 북서부 인접지역과 30km 이상 떨어진 지역을 제외하면 대체로 자가율이 증가하였다. 수도권의 자가율 증가는 지역별로

균등한 개선이 아닌 차별적으로 나타나 지역별 주택공급과 입지선호, 자가수요에 불일치가 존재할 것으로 판단된다.

잔차효과로 보는 지역별 자가점유 성향변화에서 서울은 전 지역이 양의 효과를 보여 공간적 선호도가 증가한 것으로 나타났다. 특히 강남구, 송파구, 서초구는 자가율이 감소한 반면 잔차효과는 증가한 것으로 나타나고 있다. 즉, 이 지역은 가구구성 및 특성이 자가점유의 선호도가 낮은 가구 비율이 증가하였지만 자가점유 성향은 증가한 것으로 나타나 강남 3구에서의 공간적 선호는 1995년 이후 더욱 강화된 것으로 나타났다. 서대문구는 자가율이 10% 이상 상승하였는데 이 중 잔차효과가 약 24%로 나타나 1995년 이후 10년 동안 이 지역에서의 자가점유 성향이 크게 증가한 것으로 나타났다.

인천은 부평구, 남구, 계양구, 서구에서만 잔차효과가 양의 부호로 나타났으나 자가율 변화의 절반 이하만을 설명하고 있어 자가점유 선호증가보다는 자가점유 선호가 강한 가구구성이 증가한 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 잔차효과가 음의 부호로 나타난 지역 중에서 자가율이 증가한 지역은 특성효과의 영향이 더 큰 것으로 나타났다.

경기도 역시 인천의 경우처럼 자가율이 상승한 지역에서는 잔차효과의 상대적 크기가 크지 않아 특성효과의 영향이 더 중요한 요인으로 나타났다. 그러나 광주시의 자가율 증가는 잔차효과에 의해 대부분 설명되는 것으로 나타났다. 자가율이 감소한 지역에서는 잔차효과가 음의 영향을 보였으나 특성효과는 양의 효과를 보여, 이 지역에서 자가점유를 원하는 가구는 증가하였으나 주택가격과 공급부족 등의 요인이 자가점유 상승을 제한하였던 것으로 판단된다. 그러나 화성시, 안성시, 양주시, 파주시는 잔차효과의 감소와 함께 가구구성

변화 또한 자가점유 성향이 낮은 가구 구성이 증가한 특징을 보였다.

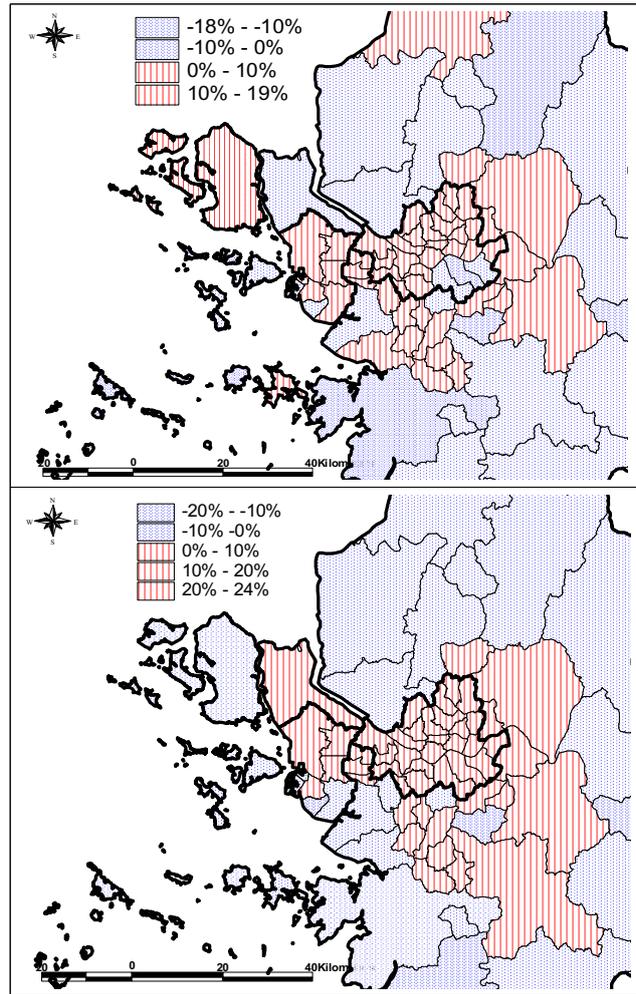
## VI. 결론 및 시사점

본 연구는 1995년과 2005년의 수도권 자가점유 변화의 특징을 해체기법을 통해 분석하였으며 주요 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 모형에서 통제한 표본에서 수도권 자가점유율은 1995년 46.9%에서 2005년 53.4%로 6.5% 증가하였다. 자가점유율의 전반적인 개선으로 가구주의 학력 및 직업에 따른 자가점유율 격차는 감소한 반면 성별 및 배우자 유무에 따른 격차는 증가하였다. 잔차효과를 통해 분석한 기능직 및 사무/서비스/판매직의 자가점유 성향변화는 다른 직업군에 비해 높게 나타나 이들 직업군에서 자가점유 기회의 확대가 큰 것으로 나타났다.

둘째, 전반적인 수도권 자가점유율은 개선되었으나 자가점유 성향변화로 잔차효과는 연령에 따라 차별적이었던 것으로 나타났다. 가구원수 및 가구주 직업별로 다소 차이는 있으나 46세 이상, 36세 이하 연령층에서 큰 자가점유 성향증가를 보였다. 특히 55~65세와 26~35세의 잔차효과 증가는 두드러졌다. 이들 연령층이 1995년의 동일 연령층에 비해 자가점유 성향이 증가한 것을 의미하는 것으로 외환위기 이후 사회경제적 변화가 이들 세대의 자가점유 기회에 긍정적이었음을 의미한다. 반면 36~45세 연령층은 자가점유 성향증가 폭이 작거나 오히려 감소하여 이전 세대에 비해서 자가점유의 기회가 확대

그림 2\_ 지역별 자가율 변화(위) 및 잔차효과(아래)



되지 못한 것으로 나타났다.

셋째, 수도권 자가점유율 변화 및 성향변화는 지역에 따라 차이를 보였다. 수도권 전체는 자가점유율이 6.4% 증가하였고 이 중 가구구성 변화로 설명되는 특성효과가 2.0%, 자가점유 성향변화로 설명되는 잔차효과가 4.4%로 나타났다. 그러나 서울은 7.1% 자가율 변화 중에 특성효과가 -2.1%, 잔차효과가 9.2%로 서울에 주거하는 가구구성은 자가점유 성향이 낮은 가구의 비율이 증가한 반면 자가점유 성향은 오히려 크게 증가하였다. 반면 인천

과 경기는 각각 6.0%, 4.0%의 자가율이 증가하였는데 이 중 특성효과가 각각 6.3%, 4.5%로 나타나 이 지역에서의 자가율 변화는 자가점유를 선호하는 가구구성의 증가에서 기인하는 것으로 나타났다. 시군구 수준의 세부지역에서 서울은 전 지역이 잔차효과가 양의 부호를 나타내 서울에서의 자가점유 성향은 강화된 것으로 나타났다. 특히 강남구, 송파구, 서초구는 자가율이 감소하였음에도 잔차효과는 증가한 것으로 나타나 강남 3구에 대한 공간적 선호가 강화된 것을 확인할 수 있다.

이상의 결과들은 다음과 같은 시사점을 준다. 첫째, 1995년 이후 10년 동안의 사회경제적 변화는 외환위기 당시 26~35세 연령층의 자가점유에 가장 부정적인 영향을 주었으며 이 세대의 주거개선을 위해서는 자가점유 제약을 완화할 수 있는 대안이 필요하다. 1995년에 비해 2005년에는 자가점유에 대한 직업 및 학력 차이의 영향은 감소한 반면 연령대가 높을수록 자가점유 영향력이 증가하는 경향을 보이고 있다. 직업 및 학력이 소득의 대리변수로 활용될 수 있음을 고려할 때, 이러한 결과는 자가점유에서 소득보다는 자산이 더 중요한 결정요인임을 반영한다고 판단된다. 특히 수도권외의 공시지가가 3.7배 증가하고 2005년 서울의 PIR이 8.0임을 고려할 때 수도권에서 자가점유는 개별가구의 저축만으로는 해결될 수 없는 문제라고 생각된다. 2005년 현재 36~45세 연령층은 이전 세대에 비해 높은 고용불안정과 교육비 지출을 경험하고 있어 가계지출에서 저축비율이 특히 낮은 세대로 판단된다. 또한 최저주거기준 및 주거밀도를 지표로 수도권의 질적 주거수준변화를 분석한 진홍철·강동우·이성우(2010)의 연구에 따르면 1995년과 2005년 동안 36~45세 연령층이 다른 연령층에 비해 주거개선 여건이 상대적으로 가장 긍정적이지 못했던 것으로 나타났다. 이상의 결과들을 중

합할 때, 이 연령층에서 자가점유 및 주거수준 개선을 위한 대안의 필요성이 높다고 사료된다.

둘째, 1995년 이후 10년 동안 수도권 주택시장에서 자가점유에 대한 선호변화는 지역에 따라 상이하게 나타나 개별 지역주택시장에서의 수요와 공급 불일치가 심화될 개연성이 높을 것으로 판단된다. 서울의 경우 전 지역이 잔차효과가 양의 효과를 나타내고 있어 서울에서의 점유선호는 여전히 유효한 것으로 판단된다. 그러나 경기도의 일부 지역에서는 잔차효과가 음의 영향을 보였으나 특성효과는 양의 효과를 보이며 주택가격 및 공급 측면에서 자가점유에 대한 제약이 존재할 것으로 생각된다. 따라서 지역주택시장의 특성과 변화를 고려한 공급 및 주택정책의 중요성은 더욱 커질 것으로 생각된다.

본 연구는 1995년과 2005년 두 시점을 기준으로 수도권 자가점유 변화의 특징을 연령에 따른 세대 및 지역을 중심으로 분석하였다. 따라서 1995년 이후 10년 동안의 사회경제적 충격에 대한 동태적 변화를 반영하지 못하는 한계를 가진다. 또한 지난 10년 동안의 사회경제적 변화가 최종 자가점유에 끼친 영향력을 점유성향 변화를 통해 분석할 수 있었지만 차별적인 변화를 가져온 결정요인에 대한 분석은 이루어지지 않았다. 특히 26~35세와 36~45세 연령층에서 대비되어 나타난 성향변화 차이를 설명하는 분석이 이루어지지 못한 한계를 가진다. 개별가구와 지역주택시장에 대한 보다 풍부한 자료를 통해 연구의 한계를 극복할 수 있는 후속연구를 기약한다.

## 참고문헌

- 김경환·신혜경. 2008. 주택정책의 방향전환을 위하여. 서울 : 한반도선진화재단.
- 김정수·이주형. 2004. “가구특성에 따른 주택선택형태에 관한 연구”. 국토계획 제39권 1호. 서울 : 대한국토·도시계획학회. pp191-2004.
- 김준형·최막중. 2009. “지역주택가격이 임차가구의 점유형태와 주거입지 이동에 미치는 영향”. 국토계획 제44권 4호. 서울 : 대한국토·도시계획학회. pp109-118.
- 남상호·임병인. 2008. “소득·소비 분배구조 추이 및 양극화 분석”. 경제학연구 제56집 1호. 서울 : 한국경제학회. pp219-247.
- 남은영. 2009. “외환위기 이후 계층의 양극화: 변화된 일상과 소비생활”. 조사연구 제10권 1호. 서울 : 한국조사연구학회. pp1-32.
- 민승규·이갑수·김근영·손민중. 2006. “소득양극화의 현상과 원인”. CEO Information 제547호. 서울 : 삼성경제연구소.
- 박천규·이수옥·손경환. 2009. “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구”. 국토연구 제60권. 경기 : 국토연구원. pp171-187.
- 이성우·박지영·김성수. 2001. “아시아인 이민자들의 주택소유여부를 결정하는 요인에 관한 연구”. 주택연구 제9권 2호. 서울 : 한국주택학회. pp223-250.
- 이성우·윤성도·박지영·민성희. 2006. 공간계량모형응용. 서울 : 박영사.
- 이성우·임형백·조중구. 2004. “친환경농업의 결정요인과 지역간 차이”. 농촌경제 제27권. 서울 : 한국농촌경제연구원. pp41-61.
- 이주형·임종현·이천기. 2009. “가구특성에 따른 주택의 점유형태 및 유형선택에 관한 연구”. 국토계획 제44권 제3호. 서울 : 대한국토·도시계획학회. pp79-93.
- 이철희. 2008. “1996-2000년 한국의 가구소득불평등 확대 - 임금, 노동공급, 가구구조 변화의 영향”. 노동경제논집 제31권 제2호. 인천 : 한국노동경제학회. pp1-34.
- 정의철. 2002. “도시가구의 주택점유형태 및 주택유형선택에 관한 연구”. 주택연구 제10권 제1호. 서울 : 한국주택학회. pp5-31.
- \_\_\_\_\_. 2005. “모기지론이 주택점유형태 및 자가주택수요에 미치는 효과 분석”. 서울도시연구 제6권 제2호. 서울 : 서울시정개발연구원. pp1-20.
- 조영철. 2007. “외환위기 이후 한국경제의 구조 변화”. 동향과 전망 제69호. 경기 : 한국사회과학연구회. pp147-176.
- 진홍철·강동우·이성우. 2010. “수도권 최저주거기준 및 주거밀도 변화요인 분석, 1995-2005”. 주택연구 제18권 제1호. 서울 : 한국주택학회. pp41-68.
- 천진홍·이성우. 2007. “이주 유형이 자가소유에 미치는 영향에 관한 연구: 결정요인과 이동유형별 주거선택과의 연계성을 중심으로”. 한국지역지리학회지 제13권 제6호. 서울 : 한국지역지리학회. pp651-673.
- 최병두. 2009. “도시 주택시장의 변동성과 부동산정책의 한계: IMF 위기 이후 서울을 중심으로”. 한국지역지리학회지 제15권 제1호. 서울 : 한국지역지리학회. pp138-160.
- 최유미·남진. 2008. “서울시 가구특성별 주거선택 요인에 관한 연구”. 국토계획 43권 제3호. 서울 : 대한국토·도시계획학회. pp195-210.
- 하성규. 2006. 주택정책론. 서울 : 박영사.
- 하성규·이성우. 2001. “서울 거주자의 출신지역별 자가점유 특성 비교 분석을 통해 살펴본 지역격차와 지역차별”. 한국지역개발학회지 13권 제2호. 경기 : 한국지역개발학회. pp33-56.
- 홍종학. 2006. “양극화와 경제구조개혁”. 응용경제 제8권 2호. 서울 : 한국응용경제학회. pp5-58.
- Bauer, T. K., and M. Sinning. 2008. “An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition to Nonlinear Models”. *Advances in Statistical Analysis* vol.92, no.2. Berlin : Springer. pp197-206.
- Blinder, A. S. 1973. “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”. *The Journal of Political Economy* vol.82, no.2. Chicago : The University of Chicago Press. pp389-398.
- \_\_\_\_\_. 1976. “On Dogmatism in Human Capital Theory”. *The Journal of Human Resources* vol.8, no.4. Wisconsin : The University of Wisconsin Press. pp436-455.
- Bostic, R. W. and B. J. Surette. 2001. “Have the Doors Opened Wider? Trends in Homeownership Rates by Race and Income”. *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.23, no.3. Dordrecht : Springer Netherlands. pp411-434.
- Clark, W. A. V. and F. M. Dieleman. 1996. *Households and Housing: Choice and Outcomes in the Housing Markets*. New Brunswick : Center for Urban Policy Research.
- Coulson, E. 1999. “Why are Hispanic—and Asian—American Homeownership Rates So Low? Immigration and Other Factors”. *Journal of Urban Economics* vol.45. CA : Elsevier. pp209-227.
- Fairlie, R. W. 2005. “An Extension on the Blinder-Oaxaca

- Decomposition Technique to Logit and Probit Models". *Journal of Economic and Social Measurement* vol.30. Amsterdam : IOS Press. pp305-316.
- Gabriel, S. A. and S. S. Rosenthal. 2005. "Homeownership in the 1980s and 1990s: Aggregate Trends and Racial Gaps". *Journal of Urban Economics* vol.57. CA : Elsevier. pp101-127.
- Kain, J. F. and J. M. Quigley. 1972. "Housing Market Discrimination, Home-ownership, and Savings Behavior". *American Economic Review* vol.62, no.3. TN : American Economic Association. pp263-277.
- Krivo, L. J. 1986. "Home Ownership Differences between Hispanics and Anglos in the United States". *Social Problems* vol.33, no.4. CA : University of California Press. pp319-334.
- Lee, S. W. and W. S. Zhee. 2001. "Independent and Linked Migration: Individual Returns of Employment Opportunity and Household Returns to Poverty for African American Interstate Migration". *Annals of Regional Science* vol.35. Berlin: Springer. pp605-635.
- Luke, D. A. 2004. *Multilevel Modeling*. Thousand Oaks, London, New Delhi: Sage Publications.
- Oaxaca, R. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review*. vol.14, no.3. PH : Wiley-Blackwell. pp693-709.
- Oh, Jeungil. 2003. "An Empirical Analysis of the Relationship between Family Structure and Homeownership". 국토연구 제36권. 경기 : 국토연구원. pp129-143.
- Snijders, T. A. B. and R. J. Bosker. 1993. "Standard Errors and Sample Sizes for Two-Level Research". *Journal of Educational Statistics*. vol.18, no.3. CA : Sage Publications. pp237-259.
- \_\_\_\_\_. 1999. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London, Thousand Oaks, New Delhi : Sage Publications.
- Wachter, S. and I. Megbolugbe. 1992. "Racial and Ethnic Disparities in Homeownership". *Housing Policy Debate* vol.3, no.2. VA : Fannie Mae. pp333-370.
- Yates, J. 2000. "Is Australia's Home-ownership Rate Really Stable? An Examination of Change between 1975 and 1994". *Urban Studies* vol.37, no.2. London : Sage Publications. pp319-342.
- Yun, M. S. 2004. "Decomposition Differences in the First

Moment". *Economics Letters* vol.82, no.2. Lausanne : Elsevier. pp275-280.

- 
- 논문 접수일: 2010. 7.12
  - 심사 시작일: 2010. 7.16
  - 심사 완료일: 2010. 8. 3

**ABSTRACT****Changes in Housing Tenure Rates and Housing Tenure Propensity in Seoul Metropolitan Area between 1995 and 2005**

Keywords: Seoul Metropolitan Area, Housing Tenure, Housing Tenure Propensity, Decomposition Method, Multilevel Logit Model

This paper examines the characteristics of change in housing tenure rate in Seoul Metropolitan Area(SMA), which has experienced rapid socio-economic changes since Financial Crisis in 1997, especially on housing tenure propensity change in age groups and regions. Decomposition Method was used to investigate housing tenure rate change from 1995 to 2005 in SMA. The statistical result shows that housing tenure rate has increased in SMA and that the disparity of housing tenure rate gap has decreased with regards to educational attainments and occupations even though it has increased with respect to gender and marital status. Also, housing tenure propensity has increased over age 46 and under age 36 largely but age group 36 to 45 has experienced small increasing and even decreasing in housing tenure propensity. Geographically, Seoul's housing tenure propensity has increased considerably and the rate of households who have strong housing tenure propensity has increased in Incheon and Gyeonggi-do. Based on these results, we drew two implications. First, during the period 1995 to 2005, socio-economic change had different impacts on age groups' housing tenure propensity, respectively. Second, since Financial Crisis in 1997, geographical housing tenure propensity in SMA changed distinctively thus this change would aggravate local housing market supply-demand mismatch.

**수도권 자가점유 및 점유성향의 변화 특성, 1995-2005**

주제어: 수도권, 자가점유, 자가점유 성향, 해체기법, 다계층 로짓모형

본 연구는 외환위기 이후 급격한 사회경제적 변화를 경험한 수도권 주택시장의 자가점유 변화의 특징을 세대 및 지역별 자가점유 성향변화를 중심으로 분석하였다. 1995년과 2005년을 기준으로 해체기법을 통해 분석한 결과, 수도권 자가점유율은 증가하였고, 학력 및 직업에 따른 격차는 감소한 반면 성별 및 배우자 유무에 따른 격차는 증가한 것으로 나타났다. 또한 연령을 기준으로 한 세대별 자가점유 성향변화는 46세 이상 및 36세 이하에서 큰 증가를 보였으나 36~45세의 성향변화 크기는 상대적으로 작거나 오히려 감소하였다. 지역별 자가점유 변화의 특징으로 서울은 거주가구의 자가점유 성향이 크게 증가한 특징을 보였고, 인천과 경기도는 점유성향이 높은 가구구성이 증가한 것으로 나타났다. 이상의 결과는 다음의 두 가지 시사점을 제시한다. 첫째, 1995년 이후 10년 동안의 사회경제적 변화는 각 연령층의 자가점유 성향에 차별적인 영향을 준 것으로 나타났다. 둘째, 외환위기 이후 수도권 주택시장에서 자가점유 대한 선호변화는 지역에 따라 차별적으로 나타나 지역주택시장에 따라 수요와 공급 불일치가 심화될 개연성이 높은 것으로 판단된다.