

## 수도권의 주택점유 특성 변화로 분석한 슈바베의 가설

### Does Schwabe's Hypothesis Hold in Korea: Empirical Evidence from the Characteristics Changes of Homeownership Demand in Seoul Metropolitan Area

강동우<sup>1</sup> · 이성우<sup>2</sup> · 김현중<sup>3</sup>

Dong-Woo Kang<sup>1</sup>, Seong-Woo Lee<sup>2</sup> and Hyun-Joong Kim<sup>3</sup>

(Received October 6, 2011 / Revised January 13, 2012 / Accepted January 25, 2012)

#### 요 약

본 연구는 1990년 이후 인구 및 사회경제적으로 고도화된 경제발전의 특징을 보이는 수도권 주택점유 특성변화를 분석하기 위해서 슈바베의 가설을 검증하였다. 슈바베의 가설은 한 나라의 경제발전이 따라 주택수요를 결정하는 요인이 사회경제적 요인 보다는 인구학적 요인으로 옮겨갈 것이라는 것이다. 슈바베의 가설을 검증하기 위해 본 연구에서는 1980년부터 2005년까지 통계청에서 제공하는 인구주택총조사 자료를 이용하여 약 25년 동안 노정된 수도권 자가소유에 대한 수요 변화의 특성을 분석하였다. 본 연구에서는 Binary probit모형과 Blinder-Oaxaca 해체기법을 응용하였으며, 연구결과는 두 가지 연구가설이 성립하는 것으로 나타났다. 자가소유로 측정된 주택수요변화의 경우 사회경제적 요인보다는 인구학적 변화의 영향력이 1980년대 이후 지속적으로 증대되어 온 것으로 드러났다. 요약하면, 수도권 주택시장의 경우 주택점유에 있어서 가구의 경제적 능력보다는 인구학적 특성변화에 따른 주택소비 구입의사의 중요성이 점차 증대되고 있는 것으로 나타나 슈바베의 가설이 유효함을 보여주고 있다.

**주제어 :** 슈바베의 가설, 자가소유, 수도권, 프라빗모형, Blinder-Oaxaca 해체기법

#### ABSTRACT

The Schwabe's law explains the housing demand weighs more on demographic factors rather than on socio-economic factors as societies achieve higher level of economic development. Based on Schwabe's law, the present study constructs a hypotheses to analyze changes of housing demand with respect to housing tenure change in Seoul Metropolitan Area (SMA) during the periods of 1980 to 2005. To test the hypotheses, the authors take advantage of the Population and Housing Census 2% data from 1980 to 2005. The authors apply binary probit with decomposition method to verify our hypotheses. The authors found that the influence of socio-economic factors on housing tenure have been weakened in the housing market during the periods of 1980 to 2005. On the other hand, the relative influence of demographic factors have been strengthened in the housing market during the periods. The present study concludes that housing demand in the SMA have been dramatically changed from socio-economic characteristics to demographic factors to decide housing tenure during the periods, which confirms the hypotheses of the present study.

**Keywords:** Schwabe's Hypothesis, Homeownership, Seoul Metropolitan Area, Probit Model, Blinder-Oaxaca Decomposition Method

## 1. 서론

주택은 인간생활의 필수재로 모든 가구들은 주택을 소비한다. 그러나 주택에 대한 욕구와 구매능력은 가구들의 생애주기 단계별로 상이하다. 따라서 특정지역이나 국가의 총 주택수요는 생애주기 단계별 인구학적 구조와 경제발전 수준에 따라 다

르게 나타난다. 경제발전 수준의 변화에 따른 주택수요의 변화는 슈바베 법칙(Schwabe's law)으로 설명될 수 있다. 슈바베 법칙은 소득증가에 따라 소득 중에서 주택소비의 비중이 감소한다는 경험법칙이다. 이 법칙에 따르면 경제발전이 따라 소득수준이 높아지면서 주택수요의 소득탄력성은 감소하는 경향을 보일 수 있다. 슈바베 법칙을 이론적 배경으로 하여 주택수요

1) 미국 아리조나 대학교 박사과정(주저자: tejism4@snu.ac.kr)

2) 서울대학교 농경제사회학부 교수(교신저자: seonglee@snu.ac.kr)

3) 서울대학교 농경제사회학부 박사수료

를 실증분석한 연구는 서구사회를 중심으로 꾸준히 수행되고 있다(Lakshmanan et al., 1978; Bourassa et al., 1994; Haurin et al., 1994). 경제발전과 주택수요는 매우 밀접한 연관성을 지니고 있으며, 이러한 연관성을 구명함으로써, 주택수요의 증가 혹은 감소의 다양한 원인을 확인할 수 있다. 따라서 슈바베의 가설에 대한 검정은 주택수요와 관련된 연구 분야에서 여전히 중요한 자리를 차지하고 있다고 볼 수 있다. 아직까지 한국사회에서 장기적인 시계열 자료를 토대로 슈바베의 가설을 검증한 연구가 극히 제한적으로 이루어진 점에 비추어 볼 때, 본 연구의 분석결과는 향후 우리나라의 주택정책을 수립함에 있어 다양한 근거자료로 활용이 가능할 것으로 사료된다.

자가소유(homeownership) 여부는 주택소비의 가장 중요한 지표 중 하나이다(Malpezzi, 1999). 따라서 경제발전애 따른 주택수요의 변화는 자가소유 수요의 변화도 수반하는 것이 일반적이다. 경제발전이 진전되면서 산업화와 도시화가 진행되는데, 이 시기에는 소득수준이 향상되고 인구성장률은 높아지며, 이혼양도가 진행되어 도시부문에서의 주택수요가 증가한다. 또한 경제발전과 함께 소득이 증가하는 시기에는 가파른 물가상승이 수반된다. 경제성장 시기에는 주택가격 상승률이 높기 때문에 주택보유는 물가상승에 따른 저축의 상대적 가치하락을 회피할 수 있는 방법이 된다. 따라서 경제발전으로 소득수준이 높아지면 자가소유의 수요는 증가하는 경향을 보일 수 있다. 하지만 경제발전 수준이 고도화된 단계에서는 주택소비가 이미 상당부분 이루어졌기 때문에 주택소비 이외에 기타 상품의 소비가 상대적으로 증가한다. 또한 주택 소비 자체보다는 주택에 비치되는 가구나 시설과 같은 주택보완재의 소비가 증가하는 추세를 보인다(Lakshmanan et al., 1978). 따라서 일정수준 이상의 경제발전 단계에서는 소득수준이 주택소비에 미치는 영향은 약화되고 주택소비의 주요 요인은 소득 등과 같은 사회-경제적 요인보다는 인구학적 요인에 의해 결정된 것으로 예측된다.

이러한 논의를 토대로, 본 연구의 목적은 슈바베의 가설을 검정하는 것으로서, 슈바베의 역설이 우리나라의 주택소비 변화에 있어서도 유효한지, 그리고 지난 25년간 우리나라 주택소비의 변화는 소득수준 등과 같은 경제학적 요인보다는 인구학적 변화에 더 많은 영향을 받았는지를 검정하는 것이다.

자가소유에 대한 소득수준과 인구학적 변화의 영향력 추이를 살펴보기 위한 본 연구의 시기적 범위는 1980년부터 2005년으로 설정하였다. 공간적 범위는 수도권 지역인 서울특별시, 인천광역시, 경기도로 한정하였다.

본 연구에서 설정한 슈바베의 가설을 검정하기 위한 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 자가소유 결정요인에 대한 이론과 선행연구를 살펴본다. 3장에서는 본 연구에서 설정한 슈바베의 가설검정을 위해 사용된 분석모형과 실증방법을 소개한다. 4장에서는 실증분석에 사용된 자료와 변인을 설명하고,

5장에서는 분석결과를 제시한다. 마지막으로 6장에서는 본 연구의 결론 및 시사점을 설명한다.

## 2. 자가소유 결정요인

자가소유는 개별 가구가 현재 거주하는 주택을 소유하는 것을 의미한다. 자가소유는 주택 서비스를 이용하는 소비적 가치와 함께 주거 안정성이라는 심리적 가치, 부의 축적이라는 투자적 가치를 동시에 지닌다. 자가소유 가구는 대체로 임차거구에 비해 소득수준이 높고 직업이 안정되며, 지역사회에 보다 적극적으로 참여한다(Megbolugbe and Linneman, 1993). 따라서 자가소유는 주거의 안정성뿐만 아니라 사회적 신분과 경제적 수준을 가늠하는 지표로서의 의미를 지닌다(하성규와 이성우, 2001). 또한 자가소유 가구는 사회적 자본(social capital) 형성에 긍정적이며(하성규, 2009), 자가소유 가구의 자녀가 인지능력 및 학업에서 보다 높은 성취를 보인다는 실증결과도 존재한다(Haurin et al., 2002). 이처럼 자가소유는 소비 및 경제적 가치 이외에 다양한 정치·사회적 가치를 지니므로 가구의 자가소유 선택은 다양한 요인과 관련이 있다. 그러나 주택의 투자적 측면을 제외하면 자가소유 선택의 결정요인은 근본적으로 주택서비스 수요의 결정요인과 같다(Struyk and Marshall, 1974; Lim et al., 1980). 가구생애주기의 단계별 주택소비는 가구의 인구학적 특성과 주택구매능력, 주택공급과 주거지별 주거비용 등 다양한 주택시장 환경요인들과 관련되어 있다(Clark et al., 2000). 따라서 자가소유 선택도 가구의 생애주기와 관련된 인구학적 특성, 주택구매능력과 관련된 가구의 사회경제적 특성, 주택시장 환경 등에 영향을 받는 것으로 볼 수 있다.

가구 생애주기 단계는 가구주의 결혼, 자녀의 출생, 자녀 양육 및 자녀의 독립, 배우자의 사망 등에 따라 분류된다. 생애주기에 따른 인구 및 가구구조의 변화는 주택 구입의사와 밀접한 관련을 가진다(이중희, 1997). 선행연구들은 가구주의 연령, 성별, 가구유형 등을 통해서 가구 생애주기 단계에 따른 점유성향 차이를 통제하였다(Green, 1996; Segal and Sullivan, 1998; 이성우와 임형백, 2003; 박천규 외, 2009). 다른 조건이 같은 경우 연령이 낮은 가구주는 높은 연령의 가구주에 비해서 이동성이 높아 낮은 자가소유율을 가진다(Lee and Myers, 2003). 따라서 가구주 연령이 높을수록 자가소유 성향이 높다. 그러나 가구주가 고령에 이르면서 자녀의 출가와 배우자의 사망으로 가족 수가 감소하고 소득이 줄어들기 때문에 연령에 따른 점유성향은 비선형의 특징을 보일 수 있다. 남성 가구주는 여성에 비해 상대적으로 많은 경제력을 소유할 개연성이 높다. 따라서 일반적으로 남성의 자가소유 성향이 높다고 볼 수 있다. 그러나 이혼, 사별 또는 별거가구주의 경우 대부분 여성이 자녀를 돌보며 이 경우 더 많은 공간구성과 안정감을 필요로 한다(이성우와 민성희, 2002). 따라

서 여성 가구주가 남성에게 비해 더 강한 자가소유 성향을 가질 가능성이 있다. 가구유형은 가구주의 결혼상태와 자녀여부를 나타내기 때문에 가구 생애주기를 반영한다. 이러한 이유로 Hendershott(1988)은 가구유형을 자가소유의 중요한 결정요인으로 보았다. Green(1996)과 Yates(2000)의 실증연구는 1인가구, 자녀가 있는 부부가구 등을 구분하여 가구유형에 따른 자가소유 성향 차이를 통제하였다. 1인가구는 가구원 수가 적고 이동성이 비교적 크기 때문에 자가소유 성향이 대체로 낮다. 반면 자녀가 있는 부부가구는 가구원 수가 상대적으로 많고 교육환경과 안정성을 중시하기 때문에 자가를 가질 가능성이 높다.

가구의 인구학적 특성이 주택 구매의사와 관련이 높은 반면 사회경제적 특성은 구매능력과 관련되어 있다. 주택은 가구가 구매하는 가장 비싼 상품 중 하나이며, 주택구매는 상당한 탐색비용과 거래비용을 수반한다. 따라서 가구의 소득수준이 높을수록 주택구매에 유리하다. 선행연구들은 현재소득(current income)보다 항상소득(permanent income)이 가구의 자가소유 선택에 보다 결정적인 영향력을 미치는 것으로 보고 있다(Struyk and Marshall, 1974; Lim et al., 1980; Goodman, 1988). 가구소득 자료를 활용할 수 없거나 항상소득의 추정이 어려운 경우, 국내외 실증연구들은 가구주의 직업 및 학력을 대리변수로 활용하여 주택구매능력 차이를 통제하는 것이 일반적이다(Gyourko and Linneman, 1996; 하성규와 이성우, 2001; 진홍철 외, 2010; Coulson and Dalton, 2010).

지역 주택시장의 경제적 환경과 주택공급, 인구학적 구성은 개별 가구가 상이한 가격대와 유형, 품질의 주택을 소비하는데 영향을 미친다. 따라서 자가소유 선택은 연령 및 소득과 같은 가구수준의 특성뿐만 아니라 공급되는 주택의 유형 및 주택가격 등 지역 주택시장 수준의 특성에도 영향을 받을 것이라 판단된다(Lee and Myers, 2003). Coulson and Dalton(2010)은 지역 터미변수를 이용하여 입지에 따른 주택가격과 생활비, 지역 발전 정도의 차이를 통제하였다. 이주유형은 자가소유에 상이한 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 일반적으로 이동가구의 자가확률은 비이동가구에 비해 낮으며 높은 이동성향을 가진 가구는 차가일 확률이 높다(천진홍과 이성우, 2007). 또한 이주에 따른 적응기간이 원거리 이주자의 경우가 근거리 이주자보다 상대적으로 길기 때문에(Lee and Roseman, 1999; Lee and Zhee, 2001; 이성우, 2002) 원거리 이주자의 자가소유율이 단거리 이주자보다 낮다. 따라서 많은 이주민이 진입하는 지역의 주택소비는 급격한 인구학적 변화에 영향을 받을 것으로 생각된다(Clark et al., 2000). 주택관련 조세와 주택투기 단속은 자산·투자동기에 의한 주택수요를 위축시키는 정책변수이며, 높은 대체적 투자수익률과 주택자금 차입금리는 각각 주택의 투자가와 대출금 상환능력을 떨어뜨리므로 주택수요에 부(-)의 영향을 준다(이중희, 1997). 주택은 소비재인 동시에 투자재이

므로 주택가격의 상승폭이 클수록 주택보유에 따른 비용이 낮아져 자가를 선호하게 된다(김경환과 서승환, 2006).

### 3. 분석모형 및 실증분석

#### 3.1 분석모형

수도권 자가소유 변화에 대한 소득수준 향상과 인구학적 변화의 영향력을 측정하기 위해서는 우선 개별 자가소유 결정요인들의 독립적인 영향력을 분리해야 한다. 가구의 자가소유 선택은 주어진 주택시장 환경에서 가구의 주택구입의사와 구매능력을 감안하여 결정된다. 주택 구입의사는 가구생애주기와 관련된 인구학적 요인들로 설명되며, 구매능력은 소득과 관련된 사회경제적 요인으로 설명될 수 있다. 따라서 수도권 주택시장의  $i$ 번째 가구의 자가소유 수요는 수식 (1)과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned}
 D_H^i &= f^i(\text{구입의사, 구매능력} | \text{주택시장 환경}) \\
 &= f^i(\text{인구학적 요인, 사회경제적 요인} \\
 &\quad | \text{주택시장 환경}) \\
 &= f^i(D, SE | LH), \tag{1} \\
 \text{where } D &: \text{인구학적 요인,} \\
 SE &: \text{사회경제적 요인,} \\
 LH &: \text{주택시장 환경 요인}
 \end{aligned}$$

$f_i(\cdot)$ 는 주어진 주택시장 환경에서  $i$ 번째 가구가 인구 및 사회경제적 요인을 감안하여 가구의 효용을 극대화하는 수요함수를 나타낸다. 수도권 주택시장 전체의 자가소유 수요는 개별 가구수요의 총합이므로 수식 (2)와 같이 표현된다.  $F_t[\cdot]$ 는  $t$ 시점의 수도권 자가소유 수요함수이다. 가구의 자가소유 수요함수와 다르게 수도권 수요함수에서는 주택시장 환경요인이 주어진 조건이 아닌 결정요인으로 작용한다.

$$\begin{aligned}
 D_H^{SMA}(t) &= \sum_i D_H^i(t) \\
 &= \sum_i f_i^i[D_t, SE_t | LH_t] \\
 &= F_t[D_t, SE_t, LH_t] \tag{2} \\
 &= F_t[X_t], \\
 \text{where } X_t &\equiv [D_t, SE_t, LH_t]
 \end{aligned}$$

$t$  시점과  $t+5$  시점 사이에 발생하는 수도권 자가소유 변화는 시점간 수요의 차이로 표현되며 수식 (3)의 첫 행과 같다. 각 요인들의 변화를 행렬  $Z$ 로 정의하고 함수  $F_t[\cdot]$ 를 일급함수로 가정하면 각 요인들의 영향력을 1차 테일러 전개에 의한 근사

식을 이용하여 분리 할 수 있다.  $F[\cdot]$ 가 각 요인에 대해서 선형 함수임을 추가로 가정하면 수요변화는 수식 (4)와 같다. 수식 (4)의 첫 번째 대괄호의 각 항들은 인구, 사회경제, 주택시장 환경요인들의 한계효과에 각 요인들의 변화를 곱한 것으로 전미분 형태와 유사하다. 각 항들은 수도권 자가소유 수요변화에 대해 각 요인들의 변화가 끼친 독립적인 영향력을 나타낸다. 이상 유도된 각 요인별 독립효과 값을 이용하여 본 연구에서 설정한 두 가지 가설을 검증하고자 한다. 가설검정에 이용될 지표는 수식 (5)와 수식 (6)과 같다.

$$D_H^{SMA}(t+5) - D_H^{SMA}(t) = F_{t+5}[X_{t+5}] - F_t[X_t]$$

Let  $Z \equiv X_{t+5} - X_t$

$$\equiv [\Delta D, \Delta SE, \Delta LH],$$

where  $\Delta D \equiv D_{t+5} - D_t,$   
 $\Delta SE \equiv SE_{t+5} - SE_t,$   
 $\Delta LH \equiv LH_{t+5} - LH_t,$  then

$$= F_{t+5}[X_{t+5}] - F_t[X_{t+5} - Z]$$

$$\approx F_{t+5}[X_{t+5}] - [F_t[X_{t+5}] + \nabla F_t[X_{t+5}] \cdot (-Z)]$$

(By Taylor expansion)

$$= \left[ \frac{\partial F_t}{\partial D} \cdot \Delta D + \frac{\partial F_t}{\partial SE} \cdot \Delta SE + \frac{\partial F_t}{\partial LH} \cdot \Delta LH \right]$$

$$+ [F_{t+5}[X_{t+5}] - F_t[X_{t+5}]]$$

$$\left| \frac{\partial F_{t+5}}{\partial SE} \cdot \Delta SE \right| \leq \left| \frac{\partial F_t}{\partial SE} \cdot \Delta SE \right| \tag{5}$$

$$\left| \frac{\frac{\partial F_{t+5}}{\partial D} \cdot \Delta D}{\frac{\partial F_{t+5}}{\partial SE} \cdot \Delta SE} \right| \geq \left| \frac{\frac{\partial F_t}{\partial D} \cdot \Delta D}{\frac{\partial F_t}{\partial SE} \cdot \Delta SE} \right| \tag{6}$$

수식 (5)는 수도권 자가소유 변화에 대한 소득수준 향상의 영향력이 감소하였는지를 분석하는데 적용한다. 1990년을 기준으로 하여 가설을 검증하며 1990년을 적용한 이유는 다음과 같다. 첫째, 우리나라의 경제발전 과정에서 1990년대는 하나의 전환점으로 볼 수 있으며, 둘째, 1990년대 이후 수도권에서는 주택보급률이 크게 개선되면서 주택시장은 점차 수요자 중심으로 전환된 연유로 인해 수도권의 자가소유는 1990년을 기점으로 많이 변화하였음을 짐작할 수 있다. 이와 같은 분석의 기

본 전제는 경제발전 수준의 변화에 따른 주택수요의 변화를 설명하는 슈바베 법칙과 맥을 함께 한다. 이러한 전제를 토대로, 1980년과 1985년을 기준으로 계산된 사회경제적 요인변화의 영향력을 1990년 이후를 기준으로 계산된 값과 비교하여 시간 경과에 따른 영향력 변화를 살펴볼 것이다.

수식 (6)은 두 번째 연구가설 ‘자가소유에 대한 인구학적 변화의 상대적 영향력은 사회경제적 변화의 영향력보다 더욱 컸을 것이다’를 확인하는데 사용될 것이다. 본 연구에서는 각 시기별로 계산된 사회경제적 요인의 영향력 비율이 1990년 이후 어떻게 변화하였는지를 확인 할 것이다.

### 3.2 실증방법: Blinder-Oaxaca 해체기법

자가소유 선택은 자가 또는 차가의 이산선택(discrete choice)이다. 따라서 자가소유 수요함수가 연속함수임을 가정하여 유도된 분석모형을 실증분석에 직접 적용하는데 한계가 있다. 이 문제를 해결하기 위해서 실증분석에서는 수도권 자가소유 확률을 수도권 자가소유수  $D_H^{SMA}(t)$ 로 정의한다. 수도권 자가소유 확률은 이항프로빗모형(binary probit model)을 이용하여 추정한다.

$$\overline{F(X_{t+5}\beta_{t+5})} - \overline{F(X_t\beta_t)}$$

$$= \sum_{i=1}^{i=K} W_{\Delta X}^i \left[ \overline{F(X_{t+5}\beta_{t+5})} - \overline{F(X_t\beta_t)} \right] + \left[ \overline{F(X_{t+5}\beta_{t+5})} - \overline{F(X_{t+5}\beta_t)} \right] \tag{7}$$

where  $W_{\Delta X}^i = \frac{(X_{t+5}^i - X_t^i)\beta_t^i}{(X_{t+5} - X_t)\beta_t}$ ,

$$\sum_{i=1}^{i=K} W_{\Delta X}^i = 1$$

수식 (7)에서  $X_t$ 는 t 시점에 조사된 가구별 자가소유 결정요인들로 구성된 벡터이다.  $\beta_t$ 는 확률선택모형에서 추정되는 각 요인별 추정치 벡터이다.  $\overline{F(X_t\beta_t)}$ 는 이항프로빗모형을 이용하여 추정된 t 시점의 가구별 자가소유 확률의 평균값으로 수도권 전체의 자가소유 확률로 정의한다. 자가소유 수요변화는 수식 (7)의 좌변과 같이  $\overline{F(X_{t+5}\beta_{t+5})} - \overline{F(X_t\beta_t)}$ 로 정의된다.

수식 (4)에서 유도된 자가소유 수요변화에 대한 요인별 영향력을 계산하기 위해서 Blinder-Oaxaca 해체기법(Blinder-Oaxaca Decomposition Method)을 차용하였다. 해체기법은 분석모형에서 통제한 t 시점의 독립변인과 추정계수를 t+5 시점의 독립변인 및 추정계수와 비교하여 t 시점과 t+5 시점 사이의 자가소유 확률변화를 독립변인의 변화인 특성효과(endowment effect)에서 기인한 부분과 추정계수의 변화인 잔차효과(residual effect)에서 기인된 부분을 분리하는 방법이다(진홍철 외, 2010). Blinder(1973, 1976)와 Oaxaca(1973)의 해체기법은 선형모형을

사용하였기 때문에 프로빗모형에 직접 적용하는데 제한이 있다. Yun(2004)은 프로빗모형에 해체기법을 확장하는 방법을 제안하였으며 방법은 수식 (7)의 우변과 같다.

수식 (7) 우변의 첫 번째 대괄호는 특성효과를 나타낸다. 여기서  $\overline{F(X_{t+5}\beta_t)}$  은 t 시점의 추정계수가 t+5 시점에서 불변이라 가정할 때, t+5 시점의 결정요인 특성으로 계산된 수도권 자가소유 확률의 가설추정치이다. 따라서  $[\overline{F(X_{t+5}\beta_t)} - \overline{F(X_t\beta_t)}]$  는 추정계수가 고정되었을 때 결정요인들의 변화로 설명되는 부분으로 수식 (4)에서  $\left[ \frac{\partial F_t}{\partial D} \cdot \Delta D + \frac{\partial F_t}{\partial SE} \cdot \Delta SE + \frac{\partial F_t}{\partial LH} \cdot \Delta LH \right]$  에 대응된다.

Yun(2004)는 특성효과에  $W_{\Delta X}^i$  를 곱해서 각 요인별 특성효과를 계산하는 방법을 제안하였다. Yun(2004)의 방법에 따라 인구학 및 사회경제적 요인의 각 영향력을  $W_{\Delta X}^i [\overline{F(X_{t+5}\beta_t)} - \overline{F(X_t\beta_t)}]$  으로 계산하였다. 수식 (7) 우변의 두 번째 항은 잔차효과를 나타낸다. 잔차효과는 추정모형에서 통제된 독립변인의 변화만으로 설명되지 않는 나머지 효과를 의미하며, 추정계수 변화에서 기인한다. 호주의 자가소유율 변화를 연구한 Yates(2000)는 잔차효과를 가구의 자가소유 성향변화로 해석하였다. 추정모형에서 통제하는 인구 및 사회경제적 가구특성과 주택시장 환경요인들 이외에 모형에서 통제되지 못한 다양한 사회경제 및 주택시장 여건변화로 인한 가구의 자가소유성향 변화를 의미하는 것이다. 수식 (7)의 잔차효과  $[\overline{F(X_{t+5}\beta_{t+5})} - \overline{F(X_{t+5}\beta_t)}]$  는 수식 (4)의  $[F_{t+5}[X_{t+5}] - F_t[X_{t+5}]]$  에 대응된다.

#### 4. 자료 및 변인

실증분석을 위해 사용된 자료는 1980년부터 2005년까지 통계청에서 제공하는 인구주택총조사 2% 표본이다. 인구주택총조사는 많은 표본 수와 함께 가구의 거주지역과 주택점유형태, 인구 및 사회경제적 특성을 포함하는 장점이 있다. 그러나 가구의 소득정보는 제공되지 않는 단점이 있다. 분석에는 연구에서 설정한 연구범위에 맞추어 1980년부터 2005년까지 5년 단위의 자료에서 각 연도별로 수도권 거주가구만을 추출하여 사용하였다. 표본 구축에서 가구주가 18세 이하인 가구는 제외하였다.

본 연구의 종속변인은 자가 또는 차가의 주택 소유유형이다. 본 분석모형에서 통제하는 독립변인은 표 1과 같다. 가구별 점유유형에는 자가, 전세, 보증금 있는 월세, 보증금 없는 월세, 사글세가 포함되며 자가 이외의 유형은 차가로 분류하였다.

가구의 인구학적 특성은 가구주의 연령, 성별, 가구유형으로 통제하였다. 이 중 가구유형은 일반적인 주택유형 구분을 원용하되, 가구의 처처종류가 집단시설인 경우는 제외하였으며, 단독주택, 아파트, 연립·다세대주택/비주거용 주택으로 구분하였다.

사회경제적 변인은 소득의 대리변인이라 할 수 있는 직업과

학력이다. 전술한 바와 같이, 소득 자료를 활용할 수 없는 현실적 제약 하에서는 직업과 학력이 소득의 대리변수로 활용될 수 있기 때문이다. 우리나라 표준직업분류는 1963년 이후 수차례 개정되어 인구주택총조사의 연도별 직업분류가 서로 일치하지 않는다. 본 연구에서는 자료의 일치성을 위해서 「한국표준직업분류」 3·4·5차 개정판을 참고하여 연도별 직업분류를 2005년 인구주택총조사의 직업분류 기준에 맞추었다.

가구의 이주경력은 현재 거주지와 5년전 거주지를 비교하여 비이주, 같은 시군구 내의 이주, 다른 시군구· 시도 및 국외로부터의 이주로 구분하였다. 입지에 따른 주택가격과 생활비 등의 차이를 통제하기 위해 주택시장의 관점에서 유사한 특징을 나타내는 지역을 구분하여 모형에 통제하는 것이 타당하다. 지역의 특성이 자가점유형태에 영향을 미치기 때문이다. 지역의 구분은 다양하게 설정될 수 있다. 서울시, 인천시, 경기도를 기준으로 하거나 수도권 내 모든 시·군·구를 개별 주택시장으로 간주할 수도 있다. 그러나 이러한 구분은 행정구역 단위를 기준으로 조작적으로 지역을 구분한 것에 지나지 않으며, 이로 인해 주택시장의 특성이 고려된 지역구분은 아니다. 본 연구에서는 동질적인 주택시장의 지역을 제1기 신도시 입지여부<sup>1)</sup>, 서울로부터의 거리, 행정구역 변경 등을 종합적으로 고려하여 동질적 지역주택시장이라 판단되는 11개 지역으로 구분하였다. 본 연구에서는 주택유형을 자가소유 선택에 영향을 주는 독립변인으로 포함하였다. 우리나라의 경우, 신규 아파트의 분양가격이 기존 주택가격 보다 낮게 책정되어 아파트 분양이 큰 자본이득의 기회로 작용하였다(김정환과 신혜경, 2008). 또한 아파트중심의 주택공급은 주택유형 구성을 빠르게 변화시켰다. 이러한 아파트 중심의 주택시장 환경변화는 자가소유에도 상이한 영향을 주었을 것으로 판단된다. 아파트는 자가소유에 정(+ )의 효과를 가질 것으로 예측된다.

#### 5. 회귀분석결과

##### 5.1. 회귀분석 결과

표 1의 변인들을 독립변인으로 설정하여 시행한 이항프로빗 모형의 추정결과는 표 2와 같다. 모형의 참조집단은 65세이상 가구주, 여성, 기타 가구유형, 고졸미만, 기타 직업, 비이주, 연립다세대/비주거용, “인천 2”로 설정하였다.

각 연도별 모형의 Max-rescaled R<sup>2</sup>는 약 0.4로 나타나 전반적인 모형의 설명력은 양호한 것으로 판단된다. 모형에서 통제된 변인들은 대체로 높은 유의수준을 보였다. “경기 2”를 제외하면 각 변인의 부호는 모든 분석기간에서 동일하였다. 모형에

1) 제1기 신도시는 분당(경기도 성남시 분당구 일원), 일산(경기도 고양시 일산구 일원), 평촌(경기도 안양시 동안구 일원), 산본(경기도 군포시 산본동, 안양시 안양동 일원), 중동(경기도 부천시 중구, 남구 일원) 등 5개 지역이다(입재현 외, 2008).

표 1. 변인설명

변 인		내 용
종속변인	TENURE	자가(=1), 차가(=0)
독립변인		
인구학적	AC1	가구주 연령 : 19세~24세
	AC2	가구주 연령 : 25세~34세
	AC3	가구주 연령 : 35세~44세
	AC4	가구주 연령 : 45세~54세
	AC5	가구주 연령 : 55세~64세
	AC6	가구주 연령 : 65세 이상 (Ref.)
	MALE	가구주 성별 : 남성(=1), 여성(=0)
	HH_COMP1	1인가구
	HH_COMP2	부부 + 18세이하 자녀 있음
	HH_COMP3	기타 가구유형 (Ref.)
사회경제적	SCHOOL1	전문대 및 4년제 대학 졸업이상
	SCHOOL2	고졸~대학재학
	SCHOOL3	고졸미만 (Ref.)
	JOB1	관리직/전문직
	JOB2	기술/준전문/사무직
	JOB3	기타 직업 (Ref.)
주거이동 (현재 및 5년전 거주지)	MIG1	다른 시군구, 시도 및 국외로부터의 이주
	MIG2	같은 시군구내 이주
	MIG3	비이주 (Ref.)
주택유형	HTYPE1	단독주택
	HTYPE2	아파트
	HTYPE3	연립다세대/비주거용 (Ref.)
지역	SEOUL1	종로구, 중구, 용산구
	SEOUL2	성동구, 광진구, 동대문구, 중랑구, 성북구, 도봉구, 노원구
	SEOUL3	은평구, 서대문구, 마포구
	SEOUL4	양천구, 강서구, 구로구, 금천구, 영등포구, 동작구, 관악구
	SEOUL5	서초구, 강남구, 송파구, 강동구
	INCHEON1	인천 중구, 강화군, 옹진군
	INCHEON2	인천 동구, 남구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 서구 (Ref.)
	GYEONGGI1	동두천, 파주, 김포, 양주, 포천, 연천, 가평
	GYEONGGI2	의정부, 고양, 구리, 남양주
	GYEONGGI3	수원, 성남, 안양, 부천, 광명, 안산, 과천, 시흥, 군포, 의왕
	GYEONGGI4	평택, 오산, 하남, 용인, 이천, 안성, 화성, 광주, 여주, 양평

서 통제된 연령구간은 65세 이상인 참조집단에 비해서 자가에 부정적이었다. 그러나 연령이 증가하면서 추정치 크기가 감소하여 연령이 높을수록 자가소유 성향이 강한 것으로 나타났다.

남성은 여성에 비해 자가에 유리한 것으로 나타났다. 1인가구는 자가에 부정적이었으며 18세 이하 자녀를 양육하는 부부가구는 정(+)의 효과를 보였다. 그러나 18세 이하 자녀를 양육하는 부부가구의 추정계수 크기가 지속적으로 감소한 것으로 나타나 참조집단에 대비한 자가소유 성향이 점차 약화된 것으로 분석되었다. 대학졸업이상과 고졸~대학재학의 추정계수가

정(+)의 부호를 보여 학력이 높을수록 자가소유에 유리했다. 그러나 1990년 이후 추정계수 크기가 1980년대에 비해서는 작았다. 직업의 경우에도 관리직/전문직, 기술/준전문/사무의 추정치가 정(+)의 부호를 보였으나 1990년 이후 추정계수 크기가 감소하는 경향을 보였다. 이주는 자가에 부정적인 것으로 추정되었으며, 타 시군구에서의 이주가 같은 시군구내 이주보다 부(-)의 영향이 컸다. 아파트는 정(+)의 효과를 가지는 것으로 추정되어 예측과 일치하였다. 그러나 단독주택은 부(-)의 효과를 가지는 것으로 분석되었다. “서울 5”의 추정계수는 1995년 이

표 2. 회귀분석 결과

변 인	1980년	1985년	1990년	1995년	2000년	2005년
절편	1.061 ***	1.203 ***	1.493 ***	1.775 ***	1.405 ***	1.481 ***
19세~24세	-1.497 ***	-1.665 ***	-1.567 ***	-1.449 ***	-1.376 ***	-1.341 ***
25세~34세	-1.198 ***	-1.360 ***	-1.295 ***	-1.134 ***	-1.172 ***	-1.145 ***
35세~44세	-0.617 ***	-0.769 ***	-0.782 ***	-0.688 ***	-0.791 ***	-0.833 ***
45세~54세	-0.365 ***	-0.459 ***	-0.371 ***	-0.295 ***	-0.406 ***	-0.465 ***
55세~64세	-0.158 ***	-0.194 ***	-0.109 ***	-0.045 **	-0.056 ***	-0.059 ***
남성	0.040 *	0.159 ***	0.185 ***	0.228 ***	0.263 ***	0.235 ***
1인가구	-0.486 ***	-0.520 ***	-0.495 ***	-0.496 ***	-0.504 ***	-0.574 ***
부부+18세이하 자녀	0.182 ***	0.169 ***	0.106 ***	0.093 ***	0.052 ***	0.044 ***
대학 졸업이상	0.680 ***	0.460 ***	0.246 ***	0.148 ***	0.167 ***	0.218 ***
고졸~대학재학	0.201 ***	0.153 ***	0.091 ***	0.077 ***	0.098 ***	0.101 ***
관리직/전문직	0.296 ***	0.319 ***	0.238 ***	0.172 ***	0.154 ***	0.168 ***
기술/준전문/사무	0.263 ***	0.249 ***	0.142 ***	0.095 ***	0.096 ***	0.090 ***
타 시군구에서 이주	-1.062 ***	-1.093 ***	-0.991 ***	-1.359 ***	-1.087 ***	-0.973 ***
같은 시군구내 이주	-0.892 ***	-0.879 ***	-0.826 ***	-1.282 ***	-0.978 ***	-0.838 ***
단독주택	-0.049 **	-0.346 ***	-0.792 ***	-0.933 ***	-0.824 ***	-0.944 ***
아파트	0.829 ***	0.728 ***	0.412 ***	0.290 ***	0.232 ***	0.070 ***
서울 1	-0.359 ***	-0.326 ***	-0.405 ***	-0.490 ***	-0.379 ***	-0.449 ***
서울 2	-0.271 ***	-0.187 ***	-0.300 ***	-0.431 ***	-0.374 ***	-0.316 ***
서울 3	-0.174 ***	-0.161 ***	-0.196 ***	-0.290 ***	-0.274 ***	-0.268 ***
서울 4	-0.186 ***	-0.184 ***	-0.363 ***	-0.488 ***	-0.394 ***	-0.312 ***
서울 5	-0.231 ***	-0.346 ***	-0.475 ***	-0.685 ***	-0.582 ***	-0.590 ***
인천 1	0.449 ***	0.535 ***	0.500 ***	0.510 ***	0.486 ***	0.537 ***
경기 1	0.430 ***	0.617 ***	0.408 ***	0.289 ***	0.252 ***	0.063 ***
경기 2	-0.106 ***	0.050 *	-0.137 ***	-0.100 ***	-0.125 ***	-0.124 ***
경기 3	-0.210 ***	-0.067 ***	-0.232 ***	-0.250 ***	-0.214 ***	-0.172 ***
경기 4	0.411 ***	0.542 ***	0.325 ***	0.243 ***	0.107 ***	0.068 ***
N	58,701	97,610	93,127	113,040	124,269	131,825
-2LL	60,688	97,978	92,197	104,761	122,908	133,156
R <sup>2</sup>	0.297	0.314	0.315	0.365	0.328	0.311
Max-rescaled R <sup>2</sup>	0.396	0.419	0.423	0.488	0.437	0.415

\* P-value < 0.10, \*\* P-value < 0.05, \*\*\* P-value < 0.01

후 다른 지역에 비해서 가장 큰 부(-)의 부호를 보였다. 강남지역의 높은 주택가격이 반영된 것으로 판단된다.

## 5.2. 해체기법 및 가설검정 결과

### 5.2.1 시기별 해체기법 결과

앞서 설명한 실증방법을 이용하여 분석된 해체기법 결과는 표 3과 같다. 표 3의 각 연도별 자가소유율은 자가소유율 추정치이다. 추정된 연도별 자가소유율은 0.4% 이하에서, 자가소유율 변화는 0.1% 이하에서 실측치와 차이를 보여, 실측치와 추정치에 큰 차이가 없는 것으로 판단된다. 1980~1985년에 수

표 3. 해체기법 결과

(단위 :%)

기 간	t년 자가 소유	t+5년 자가 소유	가설 추정치	자가 소유 변화	특성 효과	잔차 효과
'80~'85	48.9	46.0	49.7	-2.9	0.9	-3.8
'85~'90	46.0	43.2	49.0	-2.8	3.0	-5.8
'90~'95	43.2	46.0	49.5	2.8	6.3	-3.5
'95~'00	46.0	48.9	53.7	2.9	7.7	-4.8
'00~'05	48.9	52.8	52.2	3.9	3.3	0.6

도권 자가소유율은 2.9% 감소하였으나 특성효과는 0.9%, 잔차효과는 -3.8%로 나타났다.

표 4. 변인별 특성효과

기 간		80~85	85~90	90~95	95~00	00~05	
주택보급률 변화		-0.5%	3.6%	13.4%	9.4%	10.6%	
자가소유율 변화		-2.9%	-2.8%	2.8%	2.9%	3.9%	
잔차효과		-3.8%	-5.8%	-3.5%	-4.8%	0.6%	
특성효과		0.9%	3.0%	6.3%	7.7%	3.3%	
변인별 특성효과	연 령(a)	0.0%	0.4%	1.4%	1.4%	2.0%	
	성 별(b)	0.0%	0.0%	0.0%	-0.1%	-0.3%	
	가구유형(c)	-0.3%	-0.5%	-0.6%	-0.6%	-0.6%	
	학 력(d)	0.8%	0.8%	0.4%	0.1%	0.3%	
	직 업(e)	0.2%	0.3%	0.2%	0.1%	-0.1%	
	이 주	-0.7%	-0.3%	0.1%	3.1%	-0.5%	
	주택유형	1.0%	2.3%	4.5%	3.2%	2.0%	
	지 역	-0.3%	-0.1%	0.3%	0.4%	0.5%	
	인구학적 요인(a+b+c)	-0.3%	-0.1%	0.8%	0.7%	1.1%	
	사회경제적 요인(d+e)	1.0%	1.1%	0.6%	0.2%	0.2%	
	(a+b+c)/(d+e)		0.3	0.1	1.3	3.5	5.5

표 4에 나타난 변인별 특성효과를 살펴보면, 가구주 연령 및 성별구성 변화는 자가소유율 개선에 거의 효과가 없었으며, 1인 가구의 증가와 18세 이하 자녀를 양육하는 부부가구의 감소에 따른 가구유형 변화는 자가소유율에 부정적으로 나타났다. 반면 고졸이상 비율의 증가, 관리직/전문직, 기술/준전문/사무직 비율의 증가는 자가소유율 개선에 긍정적이었다. 또한 아파트 및 연립다세대/비주거용 주택의 구성비율 증가는 자가소유율을 개선시켰다. 그러나 이주유형 구성의 변화와 거주지역의 분포 변화는 전반적으로 자가소유율 개선에 부정적이었다. 1980~1985년의 학력 및 직업 등 사회경제적 특성효과와 주택유형 특성효과가 나머지 특성효과들의 부정적 영향을 상쇄하여 총 특성효과는 자가소유율 개선에 긍정적이었다. 그러나 잔차효과는 -3.8%로 나타나 특성효과를 압도하였다. 이 시기의 주택공급 부족에 따른 주택가격 상승과 부동산 투기를 억제하기 위한 정책 등의 영향이 자가소유성향을 약화시킨 것으로 판단된다.

1985~1990년에도 자가소유율은 악화되어 2.8% 감소하였다. 이 시기 잔차효과가 -5.8%로 1980~1985년과 같이 부정적이었으나 크기는 더 증가하였다. 1986년까지 주택건설이 급감하고 1988년 8.10 부동산 투기억제대책이 매물동결을 야기하면서(장지웅, 2010), 1980년말 주택가격이 폭등한 점이 잔차효과에 반영된 것으로 사료된다. 그러나 1985~1990년은 특성효과의 자가소유율 개선효과가 증가한 시기이기도 하다. 비록 가구유형, 이주 및 거주지역 구성변화는 자가소유율에 부정적이었으나 학력 및 직업의 영향력은 여전히 긍정적이었다. 또한 연령구조의 변화도 자가소유율 개선에 기여한 것으로 나타났다. 주택유형의 영향력도 2.3%로 나타나 자가소유율 개선에 가장 큰 기여를 하였다. 이 시기 수도권 주택보급률이 59.7%에서 63.3%로 다소 증가하고 아파트 비율이 12.6%에서 19.5%로 증가한 효과가 반영된 것으로 판단된다.

1990~1995년에는 수도권 주택보급률이 63.3%에서 76.7%로 크게 증가하면서 자가 점유율이 2.8% 증가하였다. 1990년 중반부터 제1기 신도시 및 주택 200만호 건설의 효과가 나타나 수도권 자가소유율이 개선된 것으로 판단된다. 1990~1995년의 특성효과 6.3% 중에서 주택유형이 4.5%로 가장 큰 영향을 보였으며 거주지 지역구성의 변화가 0.3%, 이주유형 구성변화가 0.1%로 나타났다. “경기 2”와 “경기 3”의 거주비율 및 자가소유율 증가에서 알 수 있듯이, 서울에 인접한 경기지역을 중심으로 이루어진 주택공급의 효과가 큰 것으로 판단된다. 한편 인구학적 특성에서 연령구조 변화의 영향력이 1.4%로 나타나 이전 시기보다 크기가 증가하였다. 반면 학력 및 직업의 영향력 합계는 0.6%로 이전보다 다소 약화되었다. 이 시기에 잔차효과는 -3.5%로 1985~1990년보다 부정적 영향력이 감소하였는데, 공급확대에 따른 주택가격 안정효과가 반영된 것으로 판단된다.

1995~2000년에는 자가소유율이 2.9% 증가하였다. 2000년 수도권 주택보급률이 86.1%로 증가하면서 공급확대의 긍정적 영향이 지속된 것으로 판단된다. 특성효과 7.7% 중에 주택유형이 3.2%, 이주유형 3.1%, 거주지 지역구성이 0.4%로 나타났다. “경기 2”, “경기 3”의 거주비율과 자가소유율이 지속적으로 증가하고, 강남지역을 제외한 서울의 전반적인 자가소유율 개선의 영향이 반영된 것으로 판단된다. 연령구조 변화의 영향력은 1.4%였으나 성별 및 가구유형 구성변화는 각각 -0.1%, -0.6%로 부정적이었다. 학력 및 직업의 긍정적 영향력은 총 0.2%로 이전보다 감소하였다. 1995~2000년에는 주택보급률이 이전보다 개선되었음에도 잔차효과는 -4.8%로 나타나 1990~1995년보다 다소 약화되었다. 1997년 외환위기에 따른 전반적인 주택 수요 감소와 주택가격 하락의 영향이 반영된 것으로 판단된다.

2000~2005년에는 자가소유율이 3.9%가 증가하여 1990~2000년 기간보다 더 큰 개선을 보였다. 그러나 2000~2005년



에는 특성효과가 3.3%, 잔차효과가 0.6%로 두 효과 모두 자가소유율 개선에 긍정적이었다. 2005년에는 수도권 주택보급률이 96.8%로 증가하여 공급확대의 영향이 이 시기에도 지속된 것으로 판단된다. 하지만 특성효과 중 주택유형의 영향이 2.0%, 지역구성 변화는 0.5%, 이주유형은 -0.5%로 나타나 이전보다 감소하였다. 학력구성 변화는 0.3%의 자가소유율 개선효과가 있었으나 직업의 경우 -0.1%로 나타났다. 인구학적 특성에서 연령구성의 변화는 2.0%로 나타나 전반적인 가구주의 연령층가가 수도권 자가소유율 개선에 긍정적이었다. 반면 가구주 성별 및 가구유형 구성 변화는 자가소유율 개선에 부정적이었다. 2000~2005년의 잔차효과는 자가소유율 개선에 긍정적으로 나타나 다른 시기와 구별되고 있다. 이 시기에 수도권 주택가격이 급등한 점을 고려하면 잔차효과는 적어도 자가소유율 개선에 긍정적이지 않아야 할 것으로 생각된다. 그러나 사상 초유의 저금리와 주택담보대출의 급증, 풍부한 부동산자금 등이 2001년 이후의 주택가격 상승의 원인으로 분석되는 점(김경환과 신혜경, 2008)은 이 시기의 잔차효과에 대한 해석을 가능하게 한다. 즉, 저금리와 풍부한 부동산자금으로 주택구매를 위한 대출이 용이해지면서 주택구매능력이 상대적으로 개선된 점이 잔차효과에 반영된 것으로 볼 수 있는 것이다.

### 5.2.2 가설검정 결과

시기별 해체기법 결과에서 살펴본 바와 같이 수도권 자가소유율 변화에는 잔차효과를 통해서 나타나는 주택시장 환경의 변화와 아파트 중심의 주택공급에 따른 주택유형 변화가 큰 영향을 끼쳤다. 또한 주택공급 확대에 따라 1990~2000년 기간에는 이주형태의 구성변화가 자가소유율 개선에 긍정적이었다. 거주지 지역구성 변화는 1990년 이후 계속해서 자가소유율 개선에 긍정적인 것으로 나타났다. 이상의 잔차효과, 주택유형, 이주 및 거주지역 변인의 영향력을 제외하였을 때 인구학적 및 사회경제적 요인의 영향력 변화는 표 4와 같다.

수도권의 자가소유율 변화에 대한 사회경제적 수준 향상의 영향력은 1990년대 이후 감소하는 경향을 보이고 있다. 이것은 식 (5)를 적용하여 산출한 표 4 하단의 “사회경제적 요인(d+e)”에 대응된다. 1980년 이후 수도권의 지속적인 경제적 수준 향상이 학력 및 직업비율 변화에 반영된다고 보았을 때, “사회경제적 요인(d+e)”의 영향력이 1980년대 1.0% 수준에서 1990년 이후 0.6% 이하로 감소하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 설정한 슈바베의 가설 검증, 즉 “경제수준이 발전할수록 자가소유에 대한 인구학적 변화의 상대적 영향력은 경제적 수준 변화의 영향력보다 커질 것이다”를 검정하기 위한 식 (6)은 표 4 하단의 “ $[(a+b+c)/(d+e)]$ ”로 확인할 수 있다. 인구학적 요인과 사회경제적 요인의 영향력 비율인 “ $[(a+b+c)/(d+e)]$ ”는 1980년대 0.3 이하 수준이었으나 1990~1995년 기간 이후 1.3 이상의 값을 보여서 인구학적 요인의 상대적 영향력이 경제적 요인보다

더욱 중요한 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 따라서 슈바베가 역설한 가설은 우리나라의 주택소비 변화에도 적용되는 것으로 판단된다.

## 6. 결론 및 시사점

본 연구에서는 경제발전에 따라 주택소비에 미치는 영향이 사회경제적 요인보다는 인구학적 요인의 영향력이 커진다는 슈바베의 가설을 실증 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 1980년부터 2005년까지 수도권의 자가소유율 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구에서 밝혀진 주요 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 수도권의 자가소유율은 1980~1990년 기간에 감소하였으나 1995년부터 개선되었는데 자가소유율 개선은 이 기간 중 주택공급의 영향이 가장 큰 것으로 분석되었다. 수도권 주택보급률이 약 60%였던 1980년대에 자가소유율은 1980년 48.9%에서 1990년 43.4%로 감소하였다. 그러나 1990년 이후 주택공급확대로 2005년에 주택보급률이 96.8%로 증가하였으며 자가소유율도 53.1%로 개선되었다. 주택공급의 영향이 반영하는 주택유형의 특성효과가 1990~1995년에 4.5%, 1995~2000년 3.2%로 나타나 1990년 이후의 아파트 중심의 주택공급확대가 수도권 자가소유율 개선의 주요 요인이었던 것으로 나타났다.

둘째, 해체기법을 이용한 분석결과에서 학력 및 직업의 특성효과가 1990년대 이후 감소하여 수도권 자가소유율 변화에 대한 소득수준 향상의 영향력이 1990년대 이후 감소한 것으로 나타났다. 또한 인구학적 요인의 특성효과와 사회경제적 요인의 특성효과 비율이 1990년 이후 증가하는 것으로 나타나 1990년 이후, 수도권 자가소유에 대한 인구학적 변화의 상대적 영향력은 사회경제적 수준 변화의 영향력보다 커진 것으로 나타났다.

자가소유에 대한 인구학적 변화의 상대적 영향력 증가는 주택구매에서 가구 구성 등과 같은 인구학적 요인에 따른 구입의사의 중요성이 더욱 증대하고 있음을 보여준다. 1인가구의 증가와 18세 이하 자녀를 양육하는 부부가구의 감소는 주택소유를 통한 주거안정보다 직장과의 접근성 등을 이유로 임대주택에 대한 수요가 더욱 증대될 가능성을 보여준다. 최근 일본이 빠른 고령화와 가구유형변화를 겪으면서 임대주택시장이 활성화되고 도심지역에 수요가 집중되고 있는 점은 이러한 가능성을 뒷받침하고 있다. 따라서 자가소유 구입의사가 상이한 가구유형별 구성변화를 전망하고 수요변화에 대응할 수 있는 주택공급의 중요성은 보다 강조될 것이라 사료된다.

본 연구에서는 해체기법을 이용하여 수도권 자가소유에 대한 사회경제적 수준 및 인구학적 변화의 영향력이 경제발전에 따라 변화하였음을 확인할 수 있었다. 수도권 주택시장을 대상으로 경제발전 수준에 따라 주택수요가 변한다는 슈바베 법칙을 실증한 본 연구는 그 장점에도 불구하고 제약여건이 존재한

다. 본 연구의 실증분석에서 사용된 인구주택총조사 자료는 가구소득을 포함하지 않고 있다. 소득의 대리변수로 가구주의 학력과 직업을 사용한 점은 정확한 소득수준 변화를 측정하는데 한계로 남아있다. 또한 현재 거주지 이외 지역에서 소유하는 주택에 대한 정보를 활용할 수 없어 주택구매의 투자적 동기 측면을 충분히 통제하지 못한 제약요건 역시 존재한다. 보다 풍부한 자료를 이용하여 본 연구의 한계를 극복할 수 있는 후속연구가 이루어질 필요가 있겠다.

## 참고문헌

1. 김경환, 서승환(2006), 「도시경제」 제 3판, 홍문사.
2. 김경환, 신혜경(2008), 「주택정책의 방향전환을 위하여」, 한반도선진화재단.
3. 박천규, 이수욱, 손경환(2009), “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구”, 「국토연구」, 60: 171~187.
4. 이성우(2002), “지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 독립이동과 연계이동”, 「지역연구」 18(1): 49~82.
5. 이성우, 민성희(2002), “주거밀도로 측정된 출신지역별 주거수준 차이, 1990-2000”, 「국토계획」 37(7): 137~155.
6. 이성우, 임형백(2003), “서울 이주자의 출신지역별 자가비율격차로 분석한 지역차별”, 「한국인구학」 26(1): 171~194.
7. 이중희(1997), 「주택경제론」, 박영사.
8. 임재현, 한상삼, 정승영, 최신용(2008), 「주택정책론」, 부연사.
9. 장지웅(2010), 「주택시장 30년 파노라마」, 책나무출판사.
10. 진홍철, 강동우, 이성우(2010), “수도권 자가소유 및 점유성향의 변화 특성, 1995-2005”, 「국토연구」 66: 73~91.
11. 천진홍, 이성우(2007), “이주 유형이 자가소유에 미치는 영향에 관한 연구: 결정요인과 이동유형별 주거선택과의 연계성을 중심으로”, 「한국지역지리학회지」 13(6): 651~673.
12. 통계청(1974), 「한국표준직업분류」 3차개정판.
13. 통계청(1992), 「한국표준직업분류」 4차개정판.
14. 통계청(2000), 「한국표준직업분류」 5차개정판.
15. 하성규(2009), “주택점유형태에 따른 사회적 자본과 주거공동체 활성화”, 「주택연구」 17(4): 77~94.
16. 하성규, 이성우(2001), “서울 거주자의 출신지역별 자가소유 특성 비교 분석을 통해 살펴본 지역격차와 지역차별”, 「한국지역개발학회지」 13(2): 33~56.
17. Blinder, A. S. (1973), “Wage discrimination: reduced form and structural estimates”, *The Journal of Political Economy*, 82(2): 389~398.
18. Blinder, A. S. (1976), “On dogmatism in human capital theory”, *The Journal of Human Resources*, 8(4): 436~455.
19. Bourassa, S. C., D. R. Haurin, J. R. Haurin, and P. H. Hendershott, (1994), “Independent living and homeownership: an analysis of Australian youth”, *Australian Economic Review*, 107(3): 29~44.
20. Clark, W. A. V., M. S. Deurloo, and F. M. Dieleman (2000), “Housing consumption and residential crowding in U.S. housing markets”, *Journal of Urban Affairs*, 22(1): 49~63.
21. Coulson, N. E. and M. Dalton (2010), “Temporal and ethnic decompositions of homeownership rates: Synthetic cohort across five censuses”, *Journal of Housing Economics*, 19: 155~166.
22. Goodman, A. C. (1988), “An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand”, *Journal of Urban Economics*, 23: 327~353.
23. Green, R. K. (1996), “Should the stagnant homeownership rate be a source of concern?”, *Regional Science and Urban Economics*, 26: 337~368.
24. Gyourko, J. and R. Linneman (1996), “Analysis of the changing influences on traditional households’ ownership patterns”, *Journal of Urban Economics*, 39: 318~341.
25. Haurin, D., T. L. Parcel and R. J. Haurin. (2002) “Does homeownership affect child outcomes?”, *Real Estate Economics*, 30(4): 635~666.
26. Haurin, D. R., P. H. Hendershott and D. Kim (1994), “Housing decisions of American youth”, *Journal of Urban Economics*, 35(1): 28~44.
27. Hendershott, P. (1988), “Household formation and homeownership: Impacts of demographic, sociological, and economic factors”, *Housing Finance Review*, 7: 201~224.
28. Lakshmanan, T. R. (1978), “Housing consumption and level of development: A cross-national comparison”, *Economic Geography*, 54(3): 222~233.
29. 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*, 35: 605~635.
30. Lee, S. W. and C. C. Roseman (1999), “Migration determinants and employment consequences of white and black families”, *Economic Geography*, 75: 109~133.
31. Lee, S. W. and D. Myers (2003), “Local housing-market effects on tenure choice”, *Journal of Housing and the Built Environment*, 18: 129~157.
32. Lim, G. C., J. Follain, and B. Renaud (1980), “Determinants of home-ownership in a developing economy: the case of Korea”, *Urban Studies*, 17: 13~23.
33. Malpezzi, S. (1999), “Economic analysis of housing markets in developing and transition economies”, *Handbook of regional and urban economics vol. 3*, Edited by E.S. Mills and P. Cheshire, Amsterdam, New York: Elsevier Science.
34. Megbolugbe, I. F. and P. D. Linneman (1993), “Home ownership”, *Urban Studies*, 30(4): 659~682.
35. Oaxaca, R. (1973), “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International Economic Review*, 14(3): 693~709.
36. Segal, L. M. and D. G. Sullivan (1998), “Trends in homeownership: race, demographics, and income”, *Economic Perspective*, 22: 53~72.
37. Struyk, R. J. and S. Marshall (1974), “The determinants of home ownership”, *Urban Studies*, 11: 289~299.
38. Yates, J. (2000), “Is Australia’s home-ownership rate really stable? an examination of change between 1975 and 1994”, *Urban Studies*, 37(2): 319~342.
39. Yun, M. S. (2004), “Decomposition differences in the first moment”, *Economics Letters*, 82(2): 275~280.