

주택의 투자가치와 시장가치의 변화가 가구의 점유형태 결정에 미치는 영향에 관한 연구 : 아파트 유형을 중심으로

The Effects of Investment Value and Market Specific Value on Housing
Tenure Choice in Housing Market: Focusing on Apartment Market

박종훈 Park Jonghoon*, 이성우 Lee Seongwoo**

Abstract

The purpose of this study is to identify determinants of housing tenure choice. This study paid special attention to Korean apartment market incorporating indices of investment value and market specific value. By applying a multi-level logit model, this study accounted for not just household characteristics but also regional characteristics. With utilizing the housing survey data of KRIHS from 2006 to 2014, this study found that investment value affects homeownership positively; however, market specific value of sub-housing market affects the housing tenure choice negatively. Between 2006 and 2008 when housing price increased, investment value significantly affected homeownership. However, when decreasing housing price due to economic crisis, the investment value toward the apartment market reduced. This implies that investment value on housing tenure choice vary from both inside and outside market impact factors. The contribution of this study includes: developing two important variables, investment value and market specific value, when analyzing the apartment tenure choice, which has not been applied previously, and diagnosing the apartment market to suggest policy implication related with housing issues.

Keywords: Apartment Market, Investment Value, Market-Specific Value, Permanent Income, Housing Tenure

I. 서론

우리나라의 주택 유형 중 아파트의 비율은 지속적으로 증가하는 추세를 보이고 있다. 2010년 인구주택총조사 결과에 따르면 아파트는 전체 주택의 57.7%를 차지하여 현재는 우리나라의 대표 주거형태로 자리매김하고 있다(조성진, 조주현 2013).

일반적으로 주택 수요는 국내외의 경기 변동과 밀접한 관련을 가진다. 우리나라의 경우 2000년 외환위기 이후 시장을 지배한 지속적인 아파트 가격의 상승은 가구의 정상적인 투자 수요를 넘어선 투기 수요의 확대로 나타났다. 아파트 시장은 2008년 글로벌 금융 위기를 기점으로 가격 하강 국면에 접어들고 이에 따른 주택시장 침체 현상을 보였다. 특히, 기존의 아파

* 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 박사과정 수료(제1저자) | Ph.D. Candidate, Dept. of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National Univ. | Primary Author | pjh1983@snu.ac.kr

** 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National Univ. | Corresponding Author | seonglee@snu.ac.kr

트 소유를 통한 자본 이득을 기대하기 어려워지면서 아파트 대한 투자 수요는 감소하는 추세를 보였다. 주택시장의 부침(浮沈)은 국내의 경기변동은 물론, 정부 정책과도 밀접한 관련성을 가진다.

금융위기 이후 주택시장을 부양하고 가구의 자가 점유에 따른 주거 안정을 도모하기 위한 낮은 대출금리의 도입과 주택담보대출비율(LTV)과 총부채상환비율(DTI) 완화와 같은 친시장주의적 주택정책에도 불구하고 경기침체와 가계부채 증가와 맞물려 가구의 수요를 제한하고 있는 실정이다¹⁾.

이러한 문제 해결을 위한 정책의 효율성은 주택에 대한 가치를 파악함과 동시에 담보될 수 있다. 하지만 주택시장에서 노정되고 있는 주택의 가치에 대한 과학적 연구는 미미한 상황이며, 정책적 대응 역시 주택 가격 및 전월세 변화 등과 같은 표면적 지표 및 이에 기초한 정책 도구의 발굴이라는 전근대적 대처에 머무르는 실정이다. 대내외적 경기 변동과 시기적 변화에 따른 주택의 시장가치를 분석하는 것은 이러한 측면에서 매우 긴급하다 하겠다. 이에 본 논문은 주택시장의 가치를 중심으로 점유형태 변화를 살펴보고자 한다. 본 논문에서는 이를 위해 주택에 대한 자가와 차가의 가치를 상대가격으로 비교한 투자가치와 자가 소유에 따른 가치와 차가 점유에 따른 가치의 상대 가격을 보여주는 시장가치 개념을 도입하여 활용하고자 한다.

본 논문은 아파트 시장에서 주택이 가지는 가치를 투자가치와 시장가치로 구분하여 분석하는 데 주요 목적이 있다. 이를 위해 본 논문에서는 아파트 시장에서 개별 주택의 투자가치 및 하위 주택시장에서의 시장가치 변화가 가구의 점유형태 결정에 미치는 영향

을 분석하고 있다. 본 논문에서는 아파트 시장의 점유 형태 결정 요인을 분석하기 위해 인구학적, 사회경제적, 주택 특성과 함께 항상소득 및 임시소득, 개별 주택 및 하위 주택시장의 투자 수요 변인을 추정하여 분석에 활용한다. 본 논문은 주거실태조사 자료 중 2006년부터 2014년까지 격년 단위 자료를 활용하며, 전국 행정구역 중 표본이 50개 이상인 지역만을 선별하여 선정하였다. 본 논문은 지역의 상이한 주택시장 특성을 반영하기 위해 다중로짓모형(Multi-level Logit Model)을 적용하였다. 아울러 다중로짓모형을 통해 추정된 아파트 자가 소유에 대한 예측치와 실측치를 비교하여 지역별 점유형태에 기초한 정책적 시사점을 제공하고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저, 2장에서는 주택 점유형태와 관련된 연구들을 고찰하고, 선행연구와의 차별성을 서술한다. 3장에서는 본 논문에서 사용한 방법론을 소개하며, 4장에서는 본 논문에서 사용한 자료 및 변인에 대해서 서술한다. 5장에서는 아파트 시장에서 아파트 점유형태에 영향을 미치는 요인을 분석한다. 마지막 6장에서는 본 연구의 분석 결과를 요약하고 연구의 한계 및 향후 연구방안에 대해서 언급한다.

II. 연구의 배경

1. 선행연구

주택시장에서 자가와 차가는 이질적인 가구 특성을 가지고 있다(최유미, 남진 2008). 최근 들어 차가 선호에 대한 연구도 나타나지만(김리영, 김성연 2014), 대

1) 예를 들어, 주택담보 대출금리는 고정이자율보다는 변동이자율, 혼합이자율인 경우가 많으며, 이때 이자율의 증가는 주택 가계부채의 증가로 가구의 주택 수요를 제한할 가능성이 있음.

부분의 점유형태 연구는 자가 소유에 영향을 주는 요인을 중심으로 진행되고 있다. 점유형태는 인구학적 특성, 경제적 특성, 주택 특성, 주거입지 등의 요인에 의해 영향을 받으며, 대부분의 연구는 이에 근거하여 모형을 설정하고 있다(김준형, 최막중 2009; 박미선 2013; 이주형, 임종현, 이천기 2009; 최유미, 남진 2008).

인구사회학적 특성으로 연령, 가구원수, 결혼 여부 등의 변인이 활용되고 있으며, 많은 연구가 생애주기 이론²⁾에 기초하여 점유형태와의 연관성을 분석하고 있다. 대부분의 연구에서는 연령을 중심으로 점유형태와의 관계를 설명하고 있다(김리영, 김성연 2014; 박천규, 이수옥, 손경환 2009). 가구 생애주기가 미치는 영향 못지않게 가구의 경제적 특성을 나타내는 소득은 자가 소유에 미치는 주요 요인으로 고려되고 있다. 특히, 가구의 주택 점유형태 결정 시 현재 소득뿐만 아니라 미래의 예상소득(expectation income)도 주요 고려 대상이라는 점에서 항상소득이 점유형태 결정에 미치는 영향은 크다고 할 수 있다(정의철 2002; Goodman 1988). 지역적 특성도 가구의 점유형태 선택에 고려 요인으로 작용한다. 공간적 관점에서 대부분의 가구는 주거입지 결정 시 해당 지역별 중심지에 관한 선호가 높게 나타나는데(이주형, 임종현, 이천기 2009), 이는 해당 지역의 교통, 쾌적성, 교육환경 등 주거환경이 월등하기 때문이다(박종훈, 이성우 2013; 최막중, 임영진, 2001). 하지만 특정 입지에 대한 가구의 주거 선호는 해당 지역에 대한 주택가격 상승을 유발하고, 자가 소유를 어렵게 하는 요인으로 작용한다(김준형, 최막중

2009; 최은영, 조대현 2005).

한편, 주택 점유형태에서 자가 소유에 대한 수요는 투자 수요와 소비 수요로 구분된다(Handerson and Ioannides 1983). 여기서 투자 수요는 기대 자본이득에 기초한 수요를 나타내며, 소비 수요는 접근성·쾌적성 등 주거환경(최막중, 임영진 2001), 교육환경(박종훈, 이성우 2013) 등 가구의 편익에 기초한 수요를 말한다. 주택에 대한 소비 수요와 달리 투자 수요를 따로 분리하는 것은 쉽지가 않다. Ioannides and Rosenthal(1994)³⁾은 소유-점유 형태에 따른 네 가지 분류를 통해 투자 수요와 소비 수요를 구분하였다. 투자 수요는 소득과 보유자산, 소비 수요는 인구사회학적 특성과 관련성이 있음을 보였다. 하지만 일부 연구에서는 이와 다른 결과를 나타내어 이를 단정하는 것은 제약이 있다(윤성현 2011; Chen, Chang, Yang and Hsied 2012).

국내의 관련 연구에서는 가구주의 주택 구매 의도 응답에 근거하여 투자 수요와 소비 수요를 분리하고 있으며(김지은, 변서경 2013; 김준형, 신재섭 2016), 대부분에서 소비 수요에 근거한 자가 선택이 높은 것으로 나타났다. 김준형, 신재섭(2016)은 이를 비교적 구체적으로 주택가격 하락기에 초점을 맞추어 자가 소유에 대한 수요를 분해하는 시도를 하였다. Goodman(1988)과 Lee, Myers and Park(2000)는 보다 구체적으로 주택에 대한 투자 수요는 기대 자본이득에 기초하여 발생한다는 점에서 자가와 차가의 점유 유형에 따른 상대가격을 활용하여 개별 가구의 투자가치와 하위 주택시장 내 시장가치를 추정하고 해당 가치가 자가 수요에 미치는 영향을 확인하였으며, 윤성현(2011)

2) 가구의 생애주기는 미혼에서부터 결혼하여 가구를 형성하고 해체하는 과정으로 연령, 가구원수, 혼인 여부에 따라 생애주기 단계가 나뉘며 일반적으로는 가구주 연령을 적용하여 사용함(김리영, 김성연 2014; 박천규, 이수옥, 손경환 2009).

3) Ioannides and Rosenthal(1994)은 네 가지로 구분되는 소유-점유 모형에서 무주택 임차가구는 소비 수요가, 다주택 소유 가구는 투기적 수요가 높은 것으로 분석하였음.

은 이를 국내 주택시장의 가격 변화를 고려하여 살펴 보았다.

한편, 주택 점유형태는 대내외적 환경 변화에 의해서도 영향을 받는다. 진홍철, 강동우, 이성우(2010)는 외환위기 전후를 비교, 사회경제적 변화가 수도권 내 자가 점유에 대해 영향을 미치는 것으로 확인하였다. 사회경제적 변화로 인한 불확실성은 가구의 소득에도 영향을 미쳐 점유형태에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(Diaz-Serrano 2005; Fisher and Gervais 2011). 이는 거시적으로 주택가격의 변화를 유도하여 가구의 점유형태 변환 요인으로 작용하기도 한다(김리영, 황은정 2012).

2. 선행연구와의 차별성

앞서 논의한 선행연구들은 주택 점유형태에 미치는 영향을 다양한 설명변인을 활용하여 분석하고 있다. 하지만 상당한 논의가 진행되었음에도 불구하고 이러한 연구들은 일정 부분 한계를 보이고 있다. 특히 개별 주택이 가지는 투자가치와 시장가치에 대한 국내 주택 연구의 과학적 분석의 결여는 현재 국내 주택시장의 수요를 명확히 이해하지 못한다는 측면에서 일정 부분 한계를 나타내고 있다. 본 논문에서는 지역별 주택시장의 이질성을 고려하여 이를 명확히 반영할 수 있는 다중로짓모형을 적용하였다. 또한 가구의 항상소득 및 임시소득, 그리고 개별 주택의 투자가치 및 하위 주택시장에서의 시장가치 추정방법을 활용하여 이러한 요인들이 주택 점유형태에 미치는 요인을 보다 명확하게 구분하고자 하였다. 아울러 본 논문에서는 아파트 시장의 점유형태 변화를 5개 횡단면 자료가 포괄하는

2006년부터 2014년까지를 분석 대상으로 설정하여 장기적인 주택시장의 내외부적 변화에 따른 주택 수요를 분석하고 있다. 따라서 보다 효율적인 주택 정책 정립을 위한 기초자료로서의 직접적인 활용이 기대된다.

III. 분석모형

1. 분석 절차

본 논문은 아파트 점유형태에 미치는 요인을 분석하고자 하며, 항상소득, 투자 수요(투자가치, 시장가치)변인을 추정하여 분석의 정확성을 제고하고자 한다. 연구의 분석 순서는 다음과 같다. 먼저, 가구의 소득을 인적 자본 이론(human capital theory)에 근거하여 항상소득과 임시소득으로 구분하며, 이에 대해서는 도구변수(instrumental variable) 방법을 활용하여 추정한다. 그다음으로 헤도닉 가격함수를 적용하여 도출된 자가치의 비율인 상대가격을 활용하여 투자가치 및 시장가치를 추정한다. 추정된 변인을 포함한 아파트 점유형태 결정 요인 모형을 정립하여 분석을 수행한다. 본 논문에서는 가구의 점유형태 결정이 지역별 특성에 따라 달리 나타난다는 점을 고려하여, 이를 반영할 수 있는 다중로짓모형을 분석방법으로 결정하였다.

2. 항상소득 추정모형

밀턴 프리드먼(Friedman, M.)의 항상소득 가설(Permanent Income Hypothesis)을 고려하면, 가구의 주택 점유형태 및 주거지 선택은 가구소득, 그중에서도 항상소득(permanent income)⁴⁾에 영향을 받는다고 할 수 있다.

4) 항상소득은 실제소득(real income, observed income)과는 다른 개념으로 개인(가구)이 장기적으로 기대하는 예상소득을 의미함.

따라서 점유형태 결정과 소득의 상관관계를 명확히 규명하기 위해서는 조사된 가구의 관찰소득을 그대로 활용하기보다는 항상소득을 추정하여 연구모형에 활용하는 것이 바람직하다. 이에 본 논문은 가구의 항상소득을 추정하기 위해 Goodman(1988)이 제시한 방법을 적용하였다.

인적 자본 이론을 적용하여 가구의 관찰소득을 항상소득과 임시소득(transitory income)으로 구분하면 <식 1>과 같다.

$$Y^M = aH + bNH + Y^T \quad \text{<식 1>}$$

<식 1>에서 Y^M 은 가구의 관찰소득을, $aH + bNH$ 는 인적 자본(human capital)과 비인적 자본(non human capital)의 결합을 통해 나타낸 가구의 항상소득 Y^P 을, Y^T 는 가구의 임시소득을 나타낸다. H 와 NH 는 교육 수준, 직업, 전 세대로부터의 이전 소득 등을 통해 측정된 부를 의미한다. <식 1>에 따르면, 가구의 관찰소득은 인적 자본, 비인적 자본의 특성이 반영된 항상소득과 임시소득의 합으로 구성된다고 할 수 있다.

항상소득은 관찰소득에 대한 선형회귀분석의 β 추정을 통한 예측치(predicted value)로 산출되며 이는 인적 자본, 비인적 자본의 특성이 반영된다. 임시소득은 예측치(=항상소득)에서 실측치(=관찰소득)를 제외한 잔차(residual)로 도출된다. 소득 추정을 위한 함수형태는 <식 2>와 같다.

$$\frac{P_i^{M\lambda} - 1}{\lambda} = \delta_0 + \sum_n \delta_n X_i + E_i \quad \text{<식 2>}$$

<식 2>에서 X 는 독립변수의 공변량(covariates) 벡터이며, δ 는 공변량 벡터의 계수(coefficient)를, E 는 오차항을 나타낸다. 회귀식을 추정하기 위해서 종속 변수에 Box-Cox 변환⁵⁾을 적용하였으며, 선행연구에서 제공된 형태가 항상소득 추정에 최적의 형태였음을 고려하여(Goodman 1988; Lee, Myers and Park 2000) 람다(λ)는 기존의 연구와 동일하게 0.5를 적용하였다.

$$Y^P = [1 + (0.5\delta_0) + (0.5\sum \delta_i X_i)]^2 \quad \text{<식 3>}$$

<식 2>에 λ 를 적용하고 식을 변환하면 <식 3>과 같이 나타낸다. δ 는 소득추정의 값이며, X 는 설명 변수의 벡터이다.

3. 헤도닉 가격추정모형: 상대가격을 활용한 투자가치 추정

주택가격은 주택이 가지는 개별 요소들의 내재적 특성을 통해 추정할 수 있으며(O'Sullivan 2009) <식 4>와 같이 표현될 수 있다.

$$P = P(Z_1, Z_2, \dots, Z_n) \quad \text{<식 4>}$$

<식 4>에서 P 는 주택가격을, Z 는 전용면적, 건물연수, 주택시설 등 주택의 특성을 나타낸다. 주택가격 모형을 통해 추정된 회귀계수들은 주택 특성의 내재적 시장가격(implicit market price)으로 해석될 수 있다(Rosen 1974). 위의 헤도닉 함수를 이용하여 주택시장의 투자 수요에 대한 추정이 가능하다(Megbolugbe

5) Box-Cox 변환(Box and Cox 1964)은 원시 데이터(raw data)를 람다(λ)값을 이용, 수학적 변환을 통해 정규분포 형태로 만들어줌. 또한 회귀분석을 적용 시, 잔차가 왜곡된 분포를 보여 최소자승모형의 기본 가정을 충족시키지 못하는 경우에 종속변수의 Box-Cox 변환을 통해 효율적 추정을 가능하게 함.

1989). 주택 점유형태에 대한 수요를 투자 수요와 소비 수요로 분리하는 작업은 쉽지 않지만, 본 논문에서는 Goodman(1988)과 Lee, Myers and Park(2000)의 연구에서 사용한 방법을 차용하여, 아파트 점유형태에 대한 투자 수요를 추정한다. Goodman(1988) 연구를 참조하면, 주택시장에서 자가의 가치 V_{ni} 는 <식 5>와 같이 가정할 수 있다.

$$V_{ni} = Dy_n + D'\tau_{ni}V_{ni} + D(X_i - t_iV_{ni}) \quad \text{<식 5>}$$

y_n 은 주택 서비스에 대한 연비용, D 는 서비스에 대한 할인계수, τ_{ni} 는 기대 자본이득의 할인계수 (D')에 따른 기대 자본이득, X_i 는 주택시장의 지역별(i) 공공재의 금액, t_i 는 지역별 재산세율을 나타낸다. <식 5>를 재정리하면 <식 6>으로 표현된다.

$$V_{ni} = D(y_n + X_i)/(1 + Dt_i - D'\tau_{ni}) \quad \text{<식 6>}$$

<식 6>에 의하면 y_n , X_i , τ_{ni} 는 V_{ni} 의 증가에 긍정적으로, t_i 는 그 반대로 영향을 미친다. 위와 동일한 방법을 차가 점유에 적용하면 아래의 <식 7>과 같이 표현된다.

$$R_{ni} = y_{ni} + X_i \quad \text{<식 7>}$$

차가가 자가(<식 5>)와 다른 점은 자본이득이 없기 때문에 주택 서비스에 대한 비용(y_n)과 지역별 공공재 비용(X_i)의 합으로만 나타난다는 것이다. 개별 주택에 대한 투자가치(ψ_{ni})는 <식 6>과 <식 7>의 비율을 통해 <식 8>과 같이 산출할 수 있다.

$$\psi_{ni} = V_{ni}/R_{ni} = D/(1 + Dt_i - D'\tau_{ni}) \quad \text{<식 8>}$$

종합하면, 투자가치($= V_{ni}/R_{ni}$)는 재산세(t_i)와는 부(-)의 관계를, 기대 자본이득(τ_{ni})과는 양(+의) 관계를 보인다. ψ_{ni} 는 자가와 차가에 대한 헤도닉 가격 추정모형을 통해 추정될 수 있으며, 이를 지역별 주택 특성과 지역 특성의 집합으로 구성하여 아파트 시장의 자가(V)와 차가(R) 가격 산출을 통해 시장가치를 <식 9, 10>과 같이 도출할 수 있다.

$$P_{own} = V(y^* X^*) \quad \text{<식 9>}$$

$$P_{rent} = R(y^*, X^*) \quad \text{<식 10>}$$

지역별 자가와 차가의 주택가격은 y^* 와 X^* 의 집합으로 구성된다. y^* 는 가구의 특성인 방수, 면적, 시설 등을 나타내며, X^* 는 세금, 주변 환경 등을 나타낸다. <식 9>와 <식 10>을 이용해서 시장가치를 나타내는 아파트 시장의 자가-차가 가격 비율을 <식 11>과 같이 도출할 수 있다.

$$\gamma = P_{own} / P_{rent} \quad \text{<식 11>}$$

<식 11>에서 γ 은 자가 대비 차가의 상대가격을 의미한다. 여기서 γ 이 일정하다면, ψ 는 투자가치를 나타낸다고 할 수 있다. 이는 γ 이 증가하는 경우 차가 점유를 선호함을 의미한다. 본 논문에서는 앞서 설명된 가구의 투자가치와 하위 주택시장의 시장가치 변인(ψ_{ni} , γ)을 모두 활용한다. 이는 주택 점유형태 연구 시 발생할 가능성이 높은 선택적 편의를 방지할 수 있기 때문이다(Goodman 1988).

4. 다중로지모형

일반적으로 주택 점유형태는 개별 가구의 특성 요인뿐만 아니라 이질적 하위 주택시장의 지역적 특성에 의해서도 영향을 받는다. 하지만 기 수행된 대다수의 연구들은 지역의 이질적 특성을 충분히 반영하지 않고 이루어졌다. 본 논문에서는 이러한 점을 보완하여 개별 특성뿐 아니라 지역적 특성도 동시에 점유형태에 반영할 수 있는 다중로지모형을 활용하였다.

Wolfinger and O'Connell(1993)의 추정 절차를 따르면, 개별 가구(1수준)에 대한 무작위 표본이 지역별(2수준)로 내재되어 있다고 가정할 수 있다. 즉 1수준은 미시 수준에서 개별 가구의 특성을, 2수준은 거시 수준의 지역 특성을 반영한다. 먼저, 지역 간 다양성 규모를 측정하기 위해 공모형(empty model)을 수준별로 설정하면 <식 12>와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} 1수준 : \eta_{ij} &= \beta_{ij}^1 x_{ij}^1 = \beta_{ij}^1 \\ 2수준 : \beta_{ij}^1 &= \beta^1 w_j^0 + \varphi_j^1 \\ &= \beta^1 + \varphi_j^1, \quad \varphi_j^1 \sim N(0, \sigma_\varphi^2) \end{aligned} \quad <식 12>$$

여기서 i 는 개별 가구, j 는 분석 대상 지역을 나타낸다. x_{ij}^s 는 가구의 독립변인을 의미하며, β^s 는 거시 수준 내 미시 수준이 미치는 독립변인의 고정효과, w_j^0 은 거시 수준의 변인별 효과를 나타낸다. 각 수준을 통합하고 이를 미시와 거시 수준의 선형예측변인(linear predictor)이 포함된 일반적인 다중로지모형으로 정리하면 <식 13>과 같다.

$$\begin{aligned} \eta_{ij} &= \beta^1 + \sum_{s=2}^p \beta^s x_{ij}^s + \varphi_j^1 \\ &= X_{ij} \beta^s + Z_{ij} \varphi_j^1 + \varepsilon_j \end{aligned} \quad <식 13>$$

<식 13>에서 φ_j 는 $E(\varphi) = 0$, $Var(\varphi) = \Xi$ 인 다변량정규밀도분포를 가진다. 여기서 상위 수준인 지역 내 가구들이 임의벡터 φ_j 가 주어진 상태에서 잠정적으로 독립임을 가정하면, 무제한 우도함수는 <식 14>와 같이 표현된다.

$$L(\beta, \Xi | \eta_{ij}) = \sum_j \log \int \dots \int P_j(\varphi_j) \Phi(\varphi_j) d\varphi_j \quad <식 14>$$

<식 14>에서 $\Phi(\varphi_j)$ 는 다변량 표준정규분포 밀도함수(Density of the Multivariate Standard Normal Distribution)를, $P_j(\varphi_j)$ 는 지역의 조건부우도함수(Conditional Likelihood Function)다. 하지만 무제한 최대우도함수(Unrestricted Maximum Likelihood: MLU)의 추정치가 제한적 최대우도함수(Restricted Maximum Likelihood: REML)에 비해 통계적 추정이 어렵고 왜곡 정도가 큰 점을 고려하여(Wong and Mason 1985), 본 논문에서는 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희(2006)를 참조하여 제한적 최대우도함수를 활용하였다.

$$L_{REML} = L_{MLU} + \left[-\frac{1}{2} \log \det(X' \Xi^{-1} X) \right] \quad <식 15>$$

<식 15>에서 L_{MLU} 는 <식 14>를, Ξ 는 η_{ij} 의 공분산구조식을 따른다. 하지만 <식 15>를 추정하는데 추정상의 문제점을 피하기 위해 본 논문에서는 제한적 유사우도함수(Restricted Pseudo-Likelihood)를 이용하여 추정하였다.

앞에서 논의된 본 논문의 연구모형을 간단히 보여

주면 <식 16>과 같이 표현될 수 있다⁶⁾.

$$\text{Housing Tenure} = f(x_1, x_2, \dots, x_n, Y^P, Y^T, \psi_{ni}, \gamma)$$

<식 16>

본 논문에서 추정을 통해 도출된 항상소득, 투자 가치, 시장가치 변인은 모형상에 다중공선성(multicollinearity)을 야기할 가능성이 높다. 본 논문은 이러한 문제점을 감안하여 동일한 통제변인인 경우, 추정모형과 최종 연구모형과의 변인을 다르게 설정하였다. 일례로 연령을 항상소득 추정모형에서 범주형으로 통제된 경우, 다중로짓모형에서는 이를 선형으로 통제하였다. 아울러 최종 모형에서 분산팽창인자(VIF)를 통해 변인 간 다중공선성을 확인, VIF가 10 이하인 변인만을 최종 모형으로 선정하였다.

IV. 자료 및 변인 설명

본 논문은 2006년에서 2014년까지의 주거실태조사 자료 중 격년 단위 자료를 활용하였으며, 표본이 50개 이상인 지역을 대상으로 하였다. 해당 자료는 가구와 관련된 정보를 다양한 측면에서 조사한다는 점에서 점유형태 연구에 적합하다. 특히, 점유형태 연구에서 활용되는 주요 변인인 가구소득과 주택가격(임차가격)을 내포하고 있다는 점에서 그 유용성이 상당하다. 아울러 격년 단위 조사 자료의 활용은 아파트 시장의 거시적 변화를 추적할 수 있는 이점을 제공해준다. 본 논문에서는 기존의 점유형태 연구에서 활용한 변인들을 중심으로 모형을 설정하였으며, 이에 대한 자세한

설명은 <Table 1>에 제시되어 있다.

본 논문은 주택시장, 그중에서도 전국의 아파트 시장의 점유형태 결정 요인을 다중로짓모형을 적용하여 살펴보는 데 그 목적이 있으며, 아파트 시장의 투자 수요를 투자가치와 하위 주택시장의 시장가치로 구분하여 분석한다. 본 연구의 종속변수는 아파트 점유형태로, 자가와 차가로 구분하였다.

독립변인은 가구의 인적 특성, 사회경제적 특성, 주택 관련 특성의 세 가지로 구분하여 설정하였으며, 통제된 독립변인 중 선형변인은 변인의 총 평균(grand mean)을 감한 중위분산 부호화(center-coding) 방법을 적용하였다. 이러한 방법을 적용한 이유는 회귀분석 시 불안정을 야기할 수 있는 이상점(out-lier)을 방지할 수 있을 뿐만 아니라 절편(intercept)을 분석 자료의 범위 내에 포함하여 절편에 대한 해석을 직접적으로 할 수 있게 해주기 때문이다(이성우, 윤성도, 박지영, 민성희 2006).

1. 인구학적 특성

점유형태 결정 요인 중 인구학적 특성 변인으로는 연령, 성별, 배우자 유무를 설정하였다. 연령은 가구의 생애주기(life cycle)에 따른 주거 소비행태를 대변한다. 일반적으로 연령이 증가할수록 가구원수 및 축적 자산의 증가, 부동산 자산에 대한 수요 증가 등의 요인으로 자가 소유에 긍정적인 영향을 미치나(김현태, 남진 2012; 박종훈, 이성우 2013), 가구주 연령이 60세 이상인 경우, 소득 감소 및 주택 소비의 감소에 따라 주택 점유형태의 전환이 나타날 가능성이 높다(박천규, 이수욱, 손경환 2009). 이를 고려하면, 연령은 아파트 소유에 정(+의 영향을 미칠 것으로 판단되나,

6) <식 16>에서 $x_1 \sim x_n$ 은 주택 점유형태 결정에 영향을 미치는 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 주택 특성을 의미함.

7) VIF를 통한 다중공선성의 판단 여부는 해당 인자가 통계 분포를 가정하고 있지 않기 때문에 대부분 연구자의 경험적 판단에 의존함. 본 논문에서는 VIF가 10 이하인 것(Gujarati and Porter 2009)을 기준으로 함.

Table 1 _ Variable Explanation

Variable		Description
Dependant Variable		
Housing Tenure		Owner-occupied(=1), Rent(=0)
Independent Variable		
Age	Age	Age-Average of Age
	Age_Square	Age×Age
Gender		Female(=1), Male(=0)
Marry		Non-Married, Divorced, Separated(=1), Married(=0)
Income	Observed Income	Deviation from mean Observed Income
	Observed Income Square	Square of Observed Income
	Permenant Income	Deviation from Permanent Income Mean Value
	Permanent Income Square	Square of PERM_INC
	Transitory Income	Deviation from Transitory Income Mean Value
	Transitory Income Square	Square of Transitory Income
Education Attainment	Edu 1	Over Bachelor(=1), Otherwise(=0)
	Edu 2	Highschool Graduate(=1), Otherwise(=0)
	Edu 3	Under Middleschool Graduate(=1), Otherwise(=0)
Job	Job 1	Management Position, Professional or Semi Professional Job(=1), Otherwise(=0) (Reference Group)
	Job 2	Office, Service, Sales Job(=1), Otherwise(=0)
	Job 3	Other Job(=1), Otherwise(=0)
Status	Status 1	Regular employee(=1), Otherwise(=0) (Reference Group)
	Status 2	Self-employed(=1), Otherwise(=0)
	Status 3	Other Work Status(=1), Otherwise(=0)
Housing Age	Hage 1	Housing Built in 10 Years
	Hage 2	Housing Built between 10~20 Years
	Hage 3	Housing Built over 20 Years(Reference Group)
Duration		Residence Period
Residential Environment Satisfaction		Dissatisfaction(=1), Satisfaction(=0)
Investment Index	Investment Value	Housing Specific Value to Rent Ratio
	Market Specific Value	Market Specific Price Ratio

그 영향력(=연령의 제곱)은 점차 감소하여 부(-)의 관계를 보일 것으로 예상된다. 가구주 성별의 경우 일반적으로 남성이 여성에 비해 자가 점유 확률이 높지만(박종훈, 이성우 2013), 가구의 경제적 능력을 통제하는 경우 여성의 자가 점유 확률이 높을 가능성이 있다(Lee and Myers 2003). 본 논문에서는 가구소득 변인이 통제된다는 점에서 여성이 자가 소유에 정(+의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 배우자 유무의 경우,

점유형태 선택에서 배우자가 없는 경우는 배우자가 있는 경우에 비해 자가 소유와 부(-)의 상관관계를 가질 것으로 예상된다(박미선 2013; 이주형, 임종현, 이천기 2009). 이는 미혼인 경우에는 직업 안정성 불안에 따른 이동 성향이(김리영, 김성연 2014), 이혼이나 사별인 경우에는 경제적 여건 변화에 따른 자금 충당을 위해 차가를 선택할 가능성이 높기 때문이다 (김현태, 남진 2012).

2. 사회경제적 특성

사회경제적 특성은 가구소득(관찰소득, 항상소득, 임시소득), 교육 수준, 직업, 종사상 지위로 설정하였다. 가구소득은 자료에 제시된 관찰소득과 3장에서 언급한 항상소득 추정방법을 통해 도출된 기댓값(=항상소득)과 그 잔차(=임시소득)를 독립변수로 활용하였다.

소비내구재의 성격을 갖는 아파트에 대한 소유 여부는 현재 소득뿐 아니라 미래 예상되는 소득(=항상소득)에도 영향을 받는다. 따라서 점유형태를 분석하는 경우, 항상소득을 추정하여 이를 모형에 포함시키는 것이 필요하다. 아울러 이주비, 세금, 거래비용 등에 소요되는 임시소득도 점유형태에 영향을 미칠 개연성이 있으므로 이를 모형에 포함하였다(정의철 2002; Goodman 1988).

항상소득 추정에서 종속변수는 Box-Cox 변환을 적용한 관찰소득, 독립변수는 연령, 성별, 결혼 여부, 가구원수, 교육 수준, 직업, 종사상 지위, 금융 및 부동산 자산보유 여부, 지역 요인을 활용하였다⁸⁾.

본 논문에서는 관찰소득을 포함한 모형과 항상소득과 임시소득을 포함한 모형으로 구분하여 분석을 수행한다. 소득은 이미 다수의 연구에서 자가 소유에 있어 정(+)⁹⁾의 영향을 미치는 것으로 소개되고 있다. 그중에서 항상소득이 자가 소유에 미치는 영향력이 크다는 점(김현태, 남진 2012; 정의철 2002), 실증 연구에서도 항상소득이 관찰소득에 비해 파라미터값이 큰 점을 고려하면(Goodman 1988; Lee, Myers and Park 2000), 관찰소득보다 항상소득의 추정된 β 값(=Magnitude)의 관계는 <식 17>과 같을 것으로 예상된다.

$$\beta_{\text{임시소득}} < p \lim b < \beta_{\text{항상소득}} \quad \text{<식 17>}$$

교육 수준과 직업은 소득을 통제하지 않는 경우 가구소득의 대리변수(proxy variable)로 주로 활용된다. 이를 활용한 다수의 연구에서 자가 소유와 교육 수준, 직업 수준은 정(+)⁹⁾의 영향력을 미치고 있다(박종훈, 이성우 2013; 진홍철, 강동우, 이성우 2010). 하지만 본 논문과 같이 소득을 통제할 경우 다른 관점에서 점유형태와 교육 및 직업 수준을 고려하는 것이 필요하다. 이를 가구 이주 측면에서 살펴보면, 높은 교육 수준, 이를 통해 높은 직업 수준(=전문직)을 가질 가구의 경우 지역 내 노동시장보다는 지역 외 노동시장에서 이동할 가능성이 높다. 따라서 교육 수준 또는 직업 수준이 높은 가구의 경우 자가 소유에 부정적일 개연성이 높다(박보림, 김준형, 최막중 2013). 다만, 아주 낮은 학력, 즉 중졸 이하, 기타 직업 수준의 경우에는 직업적 불안정성으로 인한 잦은 지역 내 이주 가능성, 실물자산 축적의 비수월성 등은 가구의 경제적 비용(사용자 비용, 이주비 등) 부담으로 이어져 아파트 소유에 부정적일 것으로 예측된다. 마찬가지로 가구의 종사상 지위에서 정규직과 대비하여 이주 제약의 개연성이 높은 자영업은 자가 소유와 정(+)⁹⁾의 상관관계를, 비정규직 및 기타 지위의 경우에는 부(-)⁹⁾의 상관관계를 보일 것으로 예측된다.

3. 주택 특성

주택 특성은 아파트 내구연수, 거주기간, 주거환경 만족도, 투자가치(개별주택의 자가·차가 가격 비율)와 시장가치(아파트 시장의 자가·차가 가격 비율)로 구성

8) 항상소득 추정에 대한 통계 변인 및 분석 결과는 분량의 제약상 삽입하지 않았음. 이에 대한 자세한 결과를 원하는 경우 저자에게 요청하기 바람.

하였다. 항상소득 추정과 마찬가지로 개별 및 시장의 아파트 자가·차가 가격 비율은 점유형태별 헤도닉 가격 추정을 통해 도출된 기댓값을 활용하였다.

주택은 유형자산의 성격을 가지고 있다. 즉 감가상각을 고려하면 시간이 지날수록 주택가치는 점차 감소한다고 할 수 있다. 주택가격이 자가 소유에 있어 제한 요인으로 작용된다는 점에서 내구연수가 오래되어 낮아진 주택가격은 자가 소유에 긍정적인 요인으로 작용할 가능성이 높다.

거주기간은 주택의 미래가치나 주거환경 측면에 따라 변화할 수 있다. 달리 말하면, 거주기간은 개별 가구의 재정적 요인이나 공간적 요인(김태경, 권대한, 좌승희 2008), 또는 지역사회 환경적 요인에 영향을 받는다(Kim, Horner and Marans 2005). 또한 주거 안정성 측면에서 거주기간은 가구의 이주 성향을 대변할 수도 있다. 재정적으로 안정되어 있거나 주거환경이 잘 갖추어져 있는 경우 이주할 유인이 없다. 이를 고려하면 자가 소유에 있어 거주기간은 양(+)의 상관관계에 있을 것으로 추측된다.

주거환경 만족도는 순서화되어 있는 응답 중 '만족'과 '아주 만족'인 경우를 참조집단으로 설정하였다. 자가 소유가 주거의 주거환경, 접근성 등의 소비적 요인에 영향을 받는다면(김지은, 변서경 2013), 주거환경 만족도는 불만족한 경우 만족에 대비하여 자가 소유와 부(-)의 상관관계를 가질 것으로 예측된다.

아파트의 투자가치와 시장가치를 산출하기 위해 점유형태별 아파트 가격을 헤도닉 가격추정모형을 통해 추정하였으며, Box-Cox 변환을 적용하였다(<식 18> 참조).

$$V^\lambda \text{ or } R^\lambda = v_0(r_0) + \sum_{v,r} v_i(r_i) X_k + \epsilon \quad \text{<식 18>}$$

V 와 R 은 아파트 가격과 임차가격을 나타내며, λ 는 Box-Cox 변환지수다. 일반적으로 0과 1사이에서 최적의 값을 찾는 것이 요구되지만 본 논문에서는 항상소득 추정과 마찬가지로 기존의 연구(Goodman 1988; Lee, Myers and Park 2000)를 참고하여 자가는 0.3, 차가는 0.6을 적용하였다. 종속변인은 자가는 아파트 가격을, 차가는 전세가격으로 전환한⁹⁾ 임차가격을 활용하였으며, 독립변인은 면적, 방수, 내구연수, 시설, 지역더미로 구성하였다.¹⁰⁾

개별 아파트와 하위 아파트 시장의 상대가격 추정을 통해 계산된 투자가치 및 시장가치의 변화에 대한 예측은 다음과 같다. 주택에 대한 자가의 가치가 차가에 대한 가치에 비해 높을수록 자가 소유의 가능성이 증대한다는 점에서 투자가치는 종속변인인 자가 소유에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예측된다. 다른 한편, 하위 주택시장에 내재하고 있는 시장가치는 자가 소유에 따른 가치와 차가 점유에 따른 가치의 상대가격을 의미하기에, 이 변수의 크기가 증가할수록 종속변인인 자가 소유와는 부(-)의 연관성을 가질 것으로 예측된다.

다른 한편, 분석 범위 내에는 주택시장에 유의미한 영향을 미친 글로벌 금융위기의 경제적 영향, 참여정부(2006~2008년), 이명박 정부(2008~2012년), 박근혜 정부(2013~현재)의 주택시장 정책 기조의 변화에 따른 정책적 영향이 존재한다. 따라서 시기별 주택시장에서의 투자가치와 시장가치는 외부적 변화에 따라 차별적으로 나타날 개연성이 존재한다고 하겠다.

9) 일반적으로 부동산 시장에서 월세×100을 통해 전세를 계산함. 가령, 보증금 6천만 원에 월세가 40만 원인 경우, 전세 1억 원과 같다고 할 수 있음. 해당 관계를 본 논문에 가정하여 적용하였음.

10) 항상소득 추정과 마찬가지로 투자가치와 시장가치 추정에 대한 통제 변인 및 분석 결과는 분량의 제약상 삽입하지 않았음. 이에 대한 자세한 결과를 원하는 경우 저자에게 요청하기 바람.

V. 분석 결과

<Table 2>는 다중로짓모형 분석 결과다. 다중로짓모형을 활용하는 경우, 통계적 신뢰성을 담보하기 위해서 충분한 집단(group) 및 하위 집단별 표본수 확보, 이산문제 여부를 살펴보는 것이 필요하다. 먼저, 표본수 및 구조에 있어 적절한 집단수와 집단 내 표본수 확보는 통계적으로 신뢰성 있는 결과를 제공해줄 수 있다. 일반적으로 다중로짓모형 적용 시 최소한 50개 이상의 집단과 집단 내 50개 이상의 표본 확보가 이를 담보해 준다(Moineddin, Maattheson and Glazier 2007). 본 논문에서는 연도별로 80~100개 사이의 집단을 확보하였으며, 표본수는 앞서 밝힌 바와 같이 50개 이상인 지역만을 분석 대상으로 선별하고 있어 다중로짓모형 적용에 따른 추정값의 불편성과 정확성을 담보한다고 할 수 있다. 또한 다중로짓모형을 활용하는 경우 과이산(over-dispersion)이나 저이산(under-dispersion) 문제가 발생할 가능성이 높으며, 이러한 문제점을 안고 도출된 결과는 통계적 유의성을 담보하지 못하므로(McCullagh and Nelder 1989), 이를 확인하는 것이 필요하다. <Table 2>의 임의효과 1수준의 절편을 살펴보면, 전반적으로 1에 근사한 것으로 나타나 본 논문의 분석 결과는 해당 문제에서 자유로운 것으로 드러났다.

본 논문의 분석 결과는 관찰소득 추정 결과(Model 1)와 항상소득과 임시소득 추정 결과(Model 2)로 구분하여 제시하였다. 다중로짓모형에서 모형의 설명력을 나타내는 편차값(deviance)이 작아지는 경우 모형이 보다 우수하다고 판단할 수 있다. 본 논문의 분석 결과, 항상소득과 임시소득을 통제한 모형은 2008년을 제외하고는 전반적으로 설명력이 우수한 것으로 드러났으며, 2008년의 경우에도 카이제곱 검정 결과 차이가 유의미하지 않은 것으로 드러나 본 논문은 항상소

득과 임시소득이 포함된 모형을 중심으로 서술하고자 한다.

가구주 연령이 증가할수록 아파트 소유에 있어 정(+)의 상관관계를 보이며, 이러한 영향은 가구의 생애주기에 따라 저감(=연령 제공)되는 것으로 분석되어 앞선 예측과 동일한 결과를 보이는 것으로 드러났으나 2014년에는 이러한 영향력이 상쇄된 것으로 나타났다. 이는 일반적으로 고령 가구주가 될수록 가구 규모 및 예상소득 감소 등의 영향으로 점유형태 전환(자가→차가)이 나타나지만, 2014년에는 자가 수요가 고령 가구에서도 유효하게 나타난 것으로 추측된다. 이는 주택시장의 변화에 따라 주거 안정을 추구하는 고령 가구의 증가, 아파트 주거환경이 고령 가구의 편의를 고려하여 물리적 환경을 조성한 점이 고령 가구의 아파트 소유를 유인한 것으로 판단할 수 있다(김현태, 남진 2012). 가구주 성별은 여성이 남성에 비해 2008년, 2014년을 제외하고는 자가 소유에 긍정적인 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 확보하지 못한 것으로 드러났다. 이는 아파트가 비교적 좋은 주거환경과 편의성을 제공한다는 점에서(박선영, 신종칠, 오동훈 2005) 여성의 소비 수요가 남성보다 높게 나타나지만, 자산 보유 측면에서 남성에 비해 수월하지 않다는 점이 자가 소유에 대한 여성의 영향력을 상쇄하는 것으로 판단된다. 배우자가 없는 경우에는 배우자가 있는 경우에 대비하여 아파트 소유에 불리한 것으로 나타나 동일한 예측 결과를 나타냈다. 배우자가 있는 경우, 자녀로 인해 가구 규모가 커질 가능성이 높으며, 이는 주거 안정성을 확보하기 위해 배우자가 없는 경우에 비해 아파트 소유에 적극적인 것으로 예측된다(박선영, 신종칠, 오동훈 2005).

아파트 소유에 있어 관찰소득, 항상소득, 임시소득은 모두 정(+)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났으며, 선행연구(Goodman 1988; Lee, Myers and Park 2000)와

Table 2_ Multilevel Analysis Result

Category	2006		2008		2010		2012		2014	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Fixed Effect										
Intercept	1.3823***	1.1936***	1.5471***	1.4258***	0.7156***	0.6518***	0.6873***	0.6811***	1.1859***	0.8943***
Age	0.0355***	0.0326***	0.0371***	0.0360***	0.0437***	0.0432***	0.0449***	0.0451***	0.0412***	0.0400***
Age_Sq.	-0.0006***	-0.0004***	-0.0007***	-0.0005***	-0.0005***	-0.0003*	-0.0004***	-0.0003**	-0.0004**	0.0000
Gender	0.1190	0.1313	-0.0194	-0.0234	0.1008	0.1001	0.0335	0.0455	-0.3669***	-0.0305
Marry	-1.0688***	-0.9919***	-0.7404***	-0.6135***	-0.8860***	-0.7313***	-0.6793***	-0.5371***		
Observed Income	0.0016***		0.0022***		0.0019***		0.0032***		0.0019***	
Observed Income_Sq.	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
Permanent Income		0.0032***		0.0036***		0.0031***		0.0044***		0.0052***
Permanent Income_Sq.		0.0000		0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***
Transitory Income		0.0013***		0.0019***		0.0017***		0.0029***		0.0014***
Transitory Income_Sq.		0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***
Edu 2	0.0676	0.1692**	0.0156	0.0866	-0.0338	0.0379	-0.0821	-0.0427	-0.3103***	-0.1425
Edu 3	-0.4406***	-0.2610**	-0.3378***	-0.1776	-0.3192***	-0.1522	-0.5908***	-0.4343***	-1.0118***	-0.4055**
Job 2	-0.0869	-0.0346	-0.0727	-0.0452	-0.0573	-0.0544	-0.0223	-0.0684	-0.0437	0.0396
Job 3	0.0723	0.1671*	0.0719	0.1291	-0.0531	-0.0236	-0.1970**	-0.2197**	0.1117	0.2879**
Status 2	0.1103	0.0802	0.0791	0.0851	-0.0580	-0.0470	0.0852	0.1009*	-0.0818	-0.0875
Status 3	-0.3201***	-0.1354	-0.3923***	-0.2549**	-0.4894***	-0.3441***	-0.3517***	-0.1603*	-0.5830***	-0.1658
Housing Age 1	0.0840	0.0917	-0.0114	-0.0106	0.6710***	0.6632***	-0.0445	-0.0541	0.3207***	0.3213***
Housing Age 2	0.1112	0.1155	-0.1353	-0.1372	0.6431***	0.6348***	0.1917***	0.1845***	0.4265***	0.4151***
Duration	0.2246***	0.2228***	0.2018***	0.2012***	0.1805***	0.1792***	0.1471***	0.1468***	0.1723***	0.1697***
Residence Satisfaction	-0.2913***	-0.2899***	-0.1523**	-0.1546**	-0.3888***	-0.3924***	-0.3353***	-0.3388***	-0.2144**	-0.2028**
Investment Value	5.7615***	5.6580***	2.5182***	2.4619***	-0.0097***	-0.0095***	0.0304***	0.0310***	0.1080***	0.1030***
Market - Specific Value	-6.8996***	-6.9913***	-3.2450***	-3.2745***	-0.0394	-0.0522	-1.3691***	-1.3971***	-2.5723***	-2.8239***
Random Effect										
Level 1										
Intercept	0.9232***	0.9215***	1.0580***	1.0638***	1.0466***	1.0453***	0.9887***	0.9912***	0.9452***	0.9492***
Level 2										
Intercept	0.4271***	0.4319***	0.4958***	0.4977***	0.3749***	0.3794***	0.3764***	0.3801***	0.3735***	0.3880***
-2RLL	47565.3	47583.1	47792.7	47868.8	55761.7	55790.7	71014.1	71103.9	31648.9	31792.4
Deviance	9011.48	9005.82	9707.84	9713.51	12204.92	12200.81	15739.28	15732.60	6202.01	6171.22
Observation	9,615	9,615	9,499	9,499	11,477	11,477	14,673	14,673	6,343	6,343

Note. 1) Model 1 includes Observed Income and Model 2 includes Permanent Income and Transitory Income.

2) *** p<0.01, **p<0.05, *p<0.10.

마찬가지로 추정된 파라미터 값이 $\text{항상소득} > \text{관찰소득} > \text{임시소득}$ 순으로 나타났다. 소득변인이 비선형이라는 가정하에 통제하였던 소득 제공변인들은 자가 소유에 미치는 영향력은 거의 없는 것으로 드러나, 소득의 체감효과가 점유형태 결정에 미치는 영향은 미미한 것으로 분석되었다. 교육 수준은 대출 이상 대비 중졸 이하의 경우에는 예측한 대로 점유형태 결정에 동일한 부(-)영향을 미치는 것으로 확인되었으나, 고졸의 경우에는 연도별로 아파트 소유에 대한 영향력(=파라미터 값의 크기)이 감소하는 것으로 드러났다. 통계적 신뢰성은 고졸의 경우 2006년, 중졸 이하의 경우 2006년, 2012년, 2014년에만 확보된 것으로 분석되었다. 고졸의 경우 주택가격에 반응하여 주택가격이 하락하는 시기에 상대적으로 교육 수준이 높을 개연성이 높은 직군(=전문직중)에서 자가 선호 경향이 높아진다는 연구 결과에 근거하면(김리영, 황은정 2012), 고졸과 대출 이상의 관계에 있어 아파트 소유에 대한 영향은 합리적으로 도출된 것으로 판단된다. 직업 수준의 경우 전문직에 비해 준전문직 집단은 자가 소유에 대한 영향력이 2014년을 제외하고는 불리한 것으로 나타났으나, 통계적 유의성을 확보하지 못한 것으로 드러났다. 그 외 직업군의 경우에는 자가 소유에 미치는 영향이 연도에 따라 상이하게 나타났으며, 일부 연도에서만 통계적 유의성을 확보한 것으로 분석되었다. 종사상 지위의 경우 자영업에서는 자가 소유에 대한 영향력이 시점에 따라 일관성이 없게 나타났으며, 통계적으로도 1개 연도만 유의한 설명력을 보이는 것으로 분석되었다. 기타 종사상 지위의 경우에는 정규직 대비 대부분의 연도에서 자가 소유에 부정적인 것으로 나타났다. 특히, 2008~2012년 사이에는 통계적으로 유의미한 것으로 드러났으며, 이러한 결과는 상기 예측과 일치하는 것으로 나타났다.

아파트 소유와 내구연수의 관계는 명확하게 나타

나지 않았으며, 통계적 유의성도 일부 연도에서만 유의한 것으로 분석되었다. 먼저, 내구연수가 10년 이하인 경우는 2008년, 2012년은 부(-)의 영향력을, 그 외 연도에서는 정(+)의 영향력을 미치는 것으로 드러났으며 2010년, 2014년에만 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 전반적으로 아파트 소유 결정에 있어 내구연수가 짧은 주택에 대한 거주환경, 삶의 질 등의 소비적 요인이 자가 소유에 긍정적인 것으로 작용되었으나, 일부 아파트 소유에 대한 경제적 요인이 이러한 영향력을 다소 상쇄했기 때문인 것으로 추측된다. 내구연수가 10~20년 사이의 경우에는 2008년의 제외하고는 아파트 소유에 정(+)의 영향력을 보이는 것으로 나타났으며, 통계적으로 2010년 이후에만 유의한 것으로 분석되었다. 통계적으로 유의하지 못한 연도의 경우에는 해당 시기(주택가격 상승기)의 10~20년 사이 내구연수의 아파트 경우의 경우, 가격 및 거주환경의 투자 및 소비적 요소가 타 범주에 비해 차별적이지 못하기 때문에 나타난 것으로 분석된다. 2010년 이후의 주택가격 하락기에는 아파트 소유에 있어 투자 목적보다는 실질 유효 수요 기반에 기인하였기 때문에 정(+)의 상관관계를 보이는 것으로 풀이된다. 거주기간은 아파트 소유와 정(+)의 상관관계로 나타나 앞선 예측과 일치하는 것으로 나타났다. 주거환경에 대한 만족도는 주거환경에 불만족할수록 만족 대비 아파트 소유에 대해 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 관찰되었다.

본 논문의 주된 관심사인 아파트에 대한 투자가치와 시장가치에 대한 결과는 다음과 같이 나타났다. 아파트에 대한 투자가치는 2010년을 제외하고 아파트 소유에 정(+)의 상관관계에 있는 것으로 분석되었다. 2010년에 아파트에 대한 투자가치가 소유에 부(-)의 영향력을 미친다는 것은 해당 시점에 아파트가 자가보다는 차가로서의 가치가 우월함을 의미한다. 하위

주택시장의 아파트 시장가치는 예상대로 2006년부터 2014년까지 아파트 소유에 있어 동일하게 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 2010년의 경우에는 통계적 유의성을 확보하지 못한 것으로 나타나 자가 소유에 대한 영향은 없는 것으로 판단된다. 달리 말하면, 기존에 가구 내 축적된 아파트 소유에 대한 긍정적 가치에 대해 차가 점유에 따른 아파트 가치의 상승이 이를 일부 상쇄했기 때문인 것으로 추측된다.

아파트 시장의 투자가치 변화를 연도별 추정치의 크기 변화를 중심으로 살펴보면, 아파트 시장에서의 투자 수요는 2006년부터 감소하였다가 2010년에 투자 수요가 실종되는 등 감소하는 것으로 드러났다. 이후 다시 아파트에 대한 투자 수요가 개선되는 것으로 나타나 아파트 시장의 가격 변화와 유사한 패턴을 보이는 것으로 분석되었다. 이러한 투자가치의 변화는 거시경제적 영향과 주택정책의 변화로 설명될 수 있다. 먼저, 2000년 이후 나타난 주택가격의 지속적인 상승은 아파트 시장에서 투자 수요를 존재하게 하는 유인이었을 것으로 사료된다. 이러한 영향은 MB정부의 친시장주의 주택정책에 따른 각종 규제 철폐 및 조세 완화 등과 맞물려 수요자의 주택가격 상승에 대한 기대심리와 가격 상승기의 경험이 증첩되면서 투자 수요가 지속적으로 나타난 것으로 판단된다. 하지만 2008년 말 발생한 미국발 글로벌 금융위기는 우리나라의 주택시장 안정에 저해 요인으로 작용하였다.

특히, 이 시기 이후 주택가격은 다소 하락 추세에 직면한 것으로 판단된다. 이러한 영향은 지속적인 주택 가격 상승으로 높아진 주택가격을 현재 가구의 실질소득¹¹⁾으로 감당할 수 없는 상황에 봉착하여 주택에 대한 유효 수요가 감소하고 이로 인해 아파트 시장이 침체되는 현상이 나타났다. 특히, 아파트 가격의 하락 추세는 자본이득을 기대하기 힘들어 아파트 소유에 대한 투자 수요를 반감시키고 있다. 이러한 요인이 2010년에 아파트 소유에 대한 투자가치를 감소하여 자가 소유보다는 차가 점유를 선호한다는 결과를 도출한 것으로 풀이된다. 2012년 이후 아파트에 대한 투자 가치가 다소 개선된 것으로 나타났는데, 이는 아파트 가격의 하락과 가계의 순자산의 증가, 주택시장 정상화를 위한 양도세 중과 폐지, 장기보유 공제, LTV 및 DTI의 완화 등의 정책 조정, 아울러 이에 따른 가구의 기대심리가 영향을 미친 것으로 풀이된다.

전반적으로 아파트에 대한 투자가치는 글로벌 금융위기 이전에 비해 이후에 감소한 것으로 나타났으며, 이는 거시경제 충격 여파가 시장에 여전히 잔존함을 의미한다. 하지만 주택가격이 다소 상승세에 들어섰다는 점과 이에 따른 아파트 소유에 대한 투자가치의 점진적 개선은 아파트 시장이 점차 글로벌 금융위기 영향에서 벗어나고 있는 것으로 추측된다. 다중로짓모형은 개별 가구 수준에서 지역적 차이를 투영하여 상위 수준에서 예측치에 대한 분석이 가능하다. 중

11) 가구의 실질소득은 주거실태조사 자료의 가구별 소득을 GDP 디플레이터를 적용하여 산출하였음. 가구의 실질소득을 고려하면, 일부 상승하였지만 큰 차이는 없는 것으로 나타나 장기간 실질소득은 큰 변화가 없음을 확인할 수 있음. 아래 표는 연도별 GDP 디플레이터를 적용하여 산출한 값을 나타낸 것임.

Table _ Annual Average Income

(Unit: 10,000won)

Income \ Year	2006	2008	2010	2012	2014
Observed Income	349.67	359.68	384.93	361.34	371.05
Permanent Income	326.94	341.08	365.61	345.09	346.68
Transitory Income	22.72	18.60	19.32	16.25	24.37

속변인이 선형일 경우 다중모형에서 표준화된 종속변수에 대한 평균을 구하는 식은 <식 19>과 같다 (Goldstein 1986).

$$\hat{\varphi} = \frac{(n_j \hat{\sigma}_{\varphi}^2)}{(n_j \hat{\sigma}_{\varphi}^2 + \hat{\sigma}_e^2)} \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_j} \hat{q}_{ij}}{n_j} \right) \quad \text{<식 19>}$$

$\hat{\varphi}_j$ 는 모형별 복합잔차 \hat{q}_{ij} 의 축약 요인(shrinkage factor)을 가진 미시 수준과 거시 수준의 축약잔차를 나타낸다. \hat{q}_{ij} 는 j 지역별 가구 i 의 아파트 실제 소유 확률에서 j 지역별 가구 i 의 아파트 예측 소유 확률을 뺀 값을 나타내며, n_j 는 j 지역별 가구수, $\hat{\sigma}_{\varphi}^2$, $\hat{\sigma}_e^2$ 는 각각 거시 수준인 지역별 수준인 지역별 절편의 분산과 미시 수준인 가구별 절편의 분산을 의미한다. 복합잔차 \hat{q}_{ij} 는 <식 20>와 같이 추정하였다.¹²⁾

$$\begin{aligned} \hat{q}_{ij} &= y_{ij} - \hat{g}_{ij} \\ &= y_{ij} - \frac{\exp(X_{ij}\hat{\beta}^s + W_j\hat{\delta}^k + Z_{ij}\hat{\varphi}_j^h)}{1 + \exp(X_{ij}\hat{\beta}^s + W_j\hat{\delta}^k + Z_{ij}\hat{\varphi}_j^h)} \end{aligned} \quad \text{<식 20>}$$

<식 20>을 이용하여 아파트 시장별 점유형태에 대하여 예측치와 실측치의 2006년, 2014년의 비교 결과를 <Figure 1>의 우측에 표시하였다.¹³⁾ 먼저, <Figure 1>의 좌측은 표준화한 가구(<Table 1>의 모든 변인을 통제하여 하위 주택시장별로 표준화한 가구의) 아파트 자가 점유율을 지역별로 표시한 것이다. 이를 살펴보면, 2006년과 2014년 사이에 자가 소유 비율의 공간적 분포 변화가 나타남을 확인하였다.

2006년의 경우에는 서울 및 경기의 수도권 자가 소유 비율이 높은 것으로 나타났지만 2014년에는 이러한 경향이 수도권 외 지역으로 변화하는 것으로 드러났다. <Figure 1>의 우측은 아파트 자가 소유에 대한 예측치와 실측치를 비교한 것이다. 개념적으로 예측치가 실측치에 비해 높게 나타난 지역은 해당 지역이 아파트 소유 가능성이 충분히 높은 지역(=예측치)임에도 불구하고 현재(=실측치)는 그에 미치지 못하는 것을 의미한다. 즉 해당 지역의 자가 소유를 증진할 가능성이 충분함에도 불구하고 특정 조건에 따라 이를 달성하지 못하고 있음을 나타내는 것이다. 반대로 실측치가 예측치보다 높은 지역은 실제 자가 소유가 지역의 잠재된 자가 소유 확률을 초과하는 지역이라고 할 수 있다. 예측치가 실측치에 비해 높게 나타난 지역은 2006년과 2014년 동일하게 전반적으로 수도권 지역에 집중되어 있는 것으로 나타났다. 부산, 광주 등 대도시의 경우에는 2006년과 달리 2014년에 예측치가 실측치에 비해 높은 것으로 드러나 도시 규모, 또는 근접성이 자가 소유에 미치는 영향력이 존재하는 것으로 추측된다. 상기의 분석 결과는 현재 아파트 시장 정책에 시사점을 제공해준다. 예측치가 높은 지역들은 달리 말하면, 가구가 지역 아파트 시장에서 자가 소유할 가능성이 충분함에도 불구하고 그렇지 못한 상태를 의미한다. 즉 자가 소유보다는 임차 비중이 높다는 것을 암시한다. 이러한 결과는 점유형태 선택에 있어 고정효과적 요소 외에도 지역적 요소, 예를 들면 높은 주택가격으로 인한 임차 선택(김준형, 최막중 2009), 교육환경, 접근성, 쾌적성과 같은 환경적 요소(박종훈, 이성우 2013; 최막중, 임영진 2001), 지역별 중심지에 집중된 노동시장 등의 다양한 요소가 영

12) 본 예측치와 실측치에 대한 도출 과정에 대한 자세한 설명은 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희(2006) 참조.

13) 연도별로 대상 지역이 다른 것은 앞에서 밝혔듯이 지역별 표본이 50개 이상인 지역만을 추출하여 분석하였기 때문이다.

Figure 1 _ Changing Apartment Market(2006~2014)



Note: The dense color indicated high standardized owner-occupancy rate.

향을 미쳤을 것으로 판단된다. 지역적 요인에 의해 예측치가 실측치에 비해 높은 지역, 달리 말하면 아파트 소유의 가치가 우월한 지역은 주거 복지 측면에서는 반대로 안정적이지 못하다. 이는 해당 지역이 차가에 거주함에도 불구하고 해당 지역을 선택하기 때문이다 (박종훈, 이성우 2013). 지역적 요인에 의한 자가 점유의 차이를 극복하기 위해서는 주택가격의 지역별 차이 감소, 주택시장에서 지역의 주거 특성을 고려한 차별적 주택정책 지원이 요구된다.

VI. 결론

2000년대 세계화가 본격화된 이후의 우리나라 주택 시장은 전 세계적 금융위기 등과 같은 외부적 요인은 물론, 국내 경제 상황 및 정부의 주택시장 정책 등과 같은 내부적 요인의 영향을 받는다. 주택시장의 안정은 국가 경제의 주요 축으로서 전체 시장 안정화에도 기여하지만, 자가 소유를 통한 주거 수준의 안정이 국민 복지와 직접적으로 관련성이 있다는 측면에서 매

우 중요하다 하겠다. 이에 따라 이자율, 주택 수급 조절 등과 같은 거시적 지표는 물론, LTV 및 DTI 등과 같은 미시적 지표의 시장 이입을 통해 다양한 정부 정책이 시도되어 왔으나 수도권을 중심으로 한 일부 지역의 주택가격 폭등, 가계부채의 증대 등과 같은 주택문제는 우리 경제의 심각한 난제로 자리하고 있는 실정이다.

주거안정을 통한 국민의 주거복지 증진을 위한 정부의 정책적 노력은 그 어느 때보다 긴요하게 대두되고 있다. 효율적 정책 대안 마련을 위해서는 시장에서 표출되는 상품의 가치에 대한 이해와 시장의 흐름에 부응하는 대안 마련이 필수라고 하겠다. 하지만 작금의 주택시장에서 노정되고 있는 주택의 수요 및 가치에 대한 계량적 연구는 극히 미미한 상황이다. 따라서 내외부적 여건 변화에 따른 주택 수요 변화 및 이에 따른 주택의 시장가치를 측정하는 것을 목적으로 하고 있는 본 논문은 매우 중요한 시의성과 의미를 담고 있다고 판단된다.

본 논문은 점유형태 연구에 활용 가능하고 다양한 정보가 내포된 주거실태조사 자료에서 조사 표본이 50개 이상인 지역만을 선별하여 활용하였으며, 시간적 범위는 2006~2014년으로 하였다. 본 논문에서는 아파트 점유형태에 미치는 실질적인 하위 주택시장의 지역적 특성을 반영하기 위해 다중로짓모형을 적용하였다. 본 논문에서는 아파트 시장에서 점유형태에 미치는 결정 요인을 분석하고, 시기별로 개별 주택의 투자가치 및 하위 주택시장의 시장가치에 근거하여 아파트 시장을 진단하고 이에 대한 정책적 시사점을 제시하고 있다.

본 논문에서 도출된 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 아파트 시장에서 투자가치는 주택 점유형태와 정(+)의 상관관계(2010년 제외)를, 시장가치는 그 반대 영향을 미치는 것으로 나타나, 거시 경제적

악영향을 받았음에도 불구하고 여전히 아파트에 대한 시장 수요는 유효한 것으로 드러났다. 아파트에 대한 투자 수요는 주택가격 상승기에 해당하는 2006~2008년까지는 높은 수준인 것으로 드러났다. 이후 금융위기 등과 같은 외부적 요인으로 인해 주택시장은 높은 주택가격과 주택매매 거래 실종으로 인해 아파트에 대한 투자 수요가 감소한 것으로 분석되었다. 특히, 2008년 이후 주택가격이 하락 추세에 있다는 점을 감안하면, 아파트 소유에 대한 투자 수요 감소는 소유에 따른 자본이득을 기대하기 힘들어진 것에 기인한다고 할 수 있다. 2012년 이후에는 이러한 시장 부침현상을 벗어나 다소 회복되는 경향을 보였지만, 여전히 아파트 시장에서 자가 소유에 대한 투자 수요의 영향력이 금융위기 이전만 못함을 확인할 수 있다.

둘째, 다중로짓모형 결과를 활용하여 2006년과 2014년 자가 소유에 대한 예측치와 실측치를 비교한 결과, 대체적으로 수도권 지역의 예측치가 실측치에 비해 높게 나타났으며, 부산, 광주 및 일부 지역 중심지의 경우, 2006년 대비 2014년에 예측치가 실측치에 비해 높은 지역으로 변화하였다. 위와 같이 예측치가 실측치에 비해 높은 지역은 자가 소유를 증진할 수 있음에도 불구하고 임차를 선택하는 가구 비중이 높은 것을 의미한다. 이러한 현상이 나타나는 것은 주변 지역 대비 상대적으로 높은 주택가격이 가구의 자가 소유 전환을 저해하는 것으로 풀이되며(김준형, 최막중 2009; 최은영, 조대현 2005), 그럼에도 불구하고 임차로 지역에 거주하는 연유는 우월한 교육 및 생활 여건 등이 가지는 지역의 내재적 특성에 기인하기 때문인 것으로 추측된다(박종훈, 이성우 2013; 최막중, 임영진 2001). 최근 몇 년간 지속적으로 증가하는 주택가격 대비 주택임대료의 증가 추세를 고려하면(국민은행 부동산통계 참조) 상대적으로 자가 소유 확률이 낮은 지역에 거주하는 임차 가구들의 주거 안정성

이 취약해질 것으로 예상된다. 단기적으로는 임대료 지원의 확대, 주택 바우처 정책 등이 해결책으로 제시되고 있다. 하지만 주택시장의 난제를 단기적 정책으로 해결하는 데는 한계가 있다. 결국에는 장기적으로 아파트 가격 안정화를 위한 공급의 확대, 자가 소유를 유도하기 위한 세제 지원 확대, 교육 및 주거환경의 개선, 제반시설 등의 정비를 통해 도시 규모와 무차별하게 지역별 주거환경 편차를 최소화하여 임차가가 주변 지역으로 이주함으로써 점유형태 전환을 유인하는 정책 등이 필요한 것으로 판단된다.

셋째, 회귀분석 결과에서 나타난 인구학적 특성의 분석 결과 역시 본 논문과 직접적 연관은 없지만 부분적으로 주택정책 정립에 시사점을 제공해주고 있다. 특히, 주택시장의 구조적 변화에 따른 점유형태 변화에 민감하게 반응할 고령가구, 배우자가 없는 경우 등을 고려하는 주택정책도 요구된다. 이는 시기적 구조 변화뿐만 아니라 우리나라의 인구 및 가구의 구조적 변화와도 관련이 있다고 판단된다. 이러한 구조적 변화를 고려하여 차별적인 주택공급 정책이 수립되어야 한다고 판단된다.

본 논문은 아파트 시장에 영향을 미치는 요인에 대하여 기존의 연구를 참고·보완하여 이를 아파트 시장에 영향을 미치는 시간적, 공간적 요인을 동시에 고려하여 분석하였다는 점에서 관련 분야 연구 주제의 발전에 기여하였다고 판단된다. 그럼에도 불구하고 자료상의 제약은 한계로 남는다. 먼저, 본 논문은 다중 로짓모형 적용 시 지역별 특성을 충분히 반영하기 위해서 조사 표본수가 50개 이상인 지역만을 선별하여 분석 대상으로 포함하였다. 이러한 연유로 연도별로 통제할 지역이 일부 상이하게 나타나고 있다. 또한 본 논문에서 활용한 지난 10년간의 주거실태조사 자료는 일부 조사항목의 불일치가 나타나고 있다. 예를 들어 점유형태 결정에 주요 변수인 교육 수준, 결혼 여

부의 경우 연도별로 응답문항이 일치하지 않았으며, 2014년에는 조사되지 않은 경우도 있었다. 또한 아파트 점유형태에 유의미한 영향을 미치는 주택의 구조적 요인을 통제하지 못한 점은 모형 정립에 있어 아쉬운 부분이다.

향후 연구에서는 이러한 한계점을 보완하여 아파트 시장의 점유형태 변화를 정확히 실증 분석하는 것이 요구된다. 아울러 가구 구성(예: 1인 가구의 증가 및 고령가구의 증가), 소득계층의 분화, 공간적 분화(수도권 및 광역시) 등 다양한 계층에서 이질적인 주택 수요에 대한 결정 요인이 차별적으로 시현될 것으로 예상된다는 측면에서, 하위 수준에서 형성되는 주택 수요에 대한 보다 세밀한 분석이 필요하다고 판단된다.

참고문헌 ●●●●●

1. 김리영, 김성연. 2014. 전세가구의 점유형태 결정요인과 생애주기별 자가선택 확률에 관한 연구. 도시행정학보 27권, 1호: 71-94.
Kim Leeyoung and Kim Seongyeon. 2014. An analysis of the housing tenure determinants of the jeonse household and the owner occupied housing choice probability according to life-cycle. *Journal of the Korean Urban Management Association* 27, no.1: 71-94.
2. 김리영, 황은정. 2012. 주택 점유형태 전환 특성 분석. 서울: 주택산업연구원.
Kim Leeyoung and Hwang Eunjung. 2012. *Analyzing the Characteristics of Housing Tenure Transformation*. Seoul: Korea Housing Institute.
3. 김준형, 신재섭. 2016. 주택가격 하락 시기의 자가소유: 소비수요와 투자수요의 구분을 중심으로. 국토계획 51권, 1호: 153-167.
Kim Junhyung and Shin Jaesub. 2016. Homeownership in a declining housing market: The consumption demand versus the investment demand. *Journal of the Korea Planning Association* 51,

- no.1: 153-167.
4. 김준형, 최막중. 2009. 지역주택가격이 임차가구의 점유형태와 주거입지 이동에 미치는 영향. 국토계획 44권, 4호: 109-118.
Kim Junhyung and Choi Mackjoong. The effects of regional housing prices on changes in tenure and residential location of tenants in Korea. *Journal of the Korea Planning Association* 44, no.4: 109-118.
 5. 김지은, 변서경. 2013. 에코세대 주택수요 특성분석. 서울: 주택산업연구원.
Kim Jieun and Byun Seokyeong. 2013. *Analyzing the Characteristics of Housing Demand among the Eco Generation*. Seoul: Korea Housing Institute.
 6. 김태경, 권대한, 좌승희. 2008. 주택 소유기간 결정요인에 관한 연구. 수원: 경기개발연구원.
Kim Taekyung, Kwon Daehan and Jho Seunghee. 2008. *A Study on Determinants of Home Ownership Duration*. Suwon: Gyeonggi Research Institute.
 7. 김현태, 남진. 2012. 서울시 가구특성에 따른 생활권별 주택 점유형태 및 유형 선택에 관한 연구. 서울도시연구 13권, 2호: 155-173.
Kim Hyuntae and Nam Jin. 2012. A study on the choice of housing tenure and housing type according to household characteristics of life zones in Seoul. *Seoul City Research* 13, no.2: 155-173.
 8. 박미선. 2013. 주택 점유형태 선택에 영향을 미치는 요인의 시대적 변화 연구: 1990년~2010년을 중심으로. 도시행정학보 26권, 3호: 291-314.
Park Misun. 2013. Changes of factors affecting tenure choice during last two decades. *Journal of the Korean Urban Management Association* 26, no.3: 291-314.
 9. 박보림, 김준형, 최막중. 2013. 1인 가구의 주택점유형태: 연령 및 소득변인을 중심으로. 국토계획 48권, 1호: 149-163.
Park Borim, Kim Junhyung and Choi Mackjoong. 2013. Housing tenure of single person households: Focusing on age and income factors. *Journal of the Korea Planning Association* 48, no.1: 149-163.
 10. 박선영, 신종철, 오동훈. 2005. 소비가치가 주택유형 선택 행동에 미치는 영향에 관한 연구. 국토계획 40권, 1호: 75-91.
Park Sunyoung, Shin Jongchil and Oh Donghoo. 2005. A study on the impact of consumption value on housing type choice behavior. *Journal of the Korea Planning Association* 40, no.1: 75-91.
 11. 박종훈, 이성우. 2013. 수도권에 거주하는 자가 가구주의 거주불일치 선택 요인. 서울도시연구 14권, 1호: 1-22.
Park Jonghoon and Lee Seongwoo. 2013. Bivariate analysis of tenure choice among homeowners in the Seoul metropolitan area. *Seoul City Research* 14, no.1: 1-22.
 12. 박천규, 이수옥, 손경환. 2009. 가구생애주기를 감안한 주택 수요특성 분석 연구. 국토연구 60권: 171-187.
Park Chungyu, Lee Soowook and Sohn Kyunghwan. 2009. An analysis of housing demand functions considering family life cycle. *The Korea Spatial Planning Review* 60: 171-187.
 13. 윤성현. 2011. 주택경기 변동이 주택점유형태 선택에 미치는 영향. 박사학위논문, 단국대학교.
Yoon Seonghyun. 2011. *The Impact of Housing Business Cycle on the Tenure Choice of Households*. Ph.D. diss., Dankook University.
 14. 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희. 2006. 로짓·프로빗모형 응용. 서울: 박영사.
Lee Seongwoo, Yoon Seongdo, Park Jiyoung and Min Sunghee. 2006. *Application of Logit and Probit Model*. Seoul: Parkyoungsa.
 15. 이주형, 임종현, 이천기. 2009. 가구특성에 따른 주택의 점유 형태 및 유형 선택에 관한 연구. 국토계획 44권, 3호: 79-93.
Lee Joohyung, Lim Jonghyun and Lee Chonki. 2009. A study on the choice of housing tenure and housing type according to household characteristics. *Journal of the Korea Planning Association* 44, no.3: 79-93.
 16. 정의철. 2002. 도시가구의 주택점유형태 및 주택유형선택에 관한 연구. 주택연구 10권, 1호: 5-31.
Chung Euichul. 2002. A study on simultaneous decisions of housing tenure and housing type: A nested logit approach. *Journal of the Korean Housing Association* 10, no.1: 5-31.
 17. 조성진, 조주현. 2013. 주택수요변화 분석을 통한 장기주택 수요 전망에 관한 연구. 국토계획 48권, 5호: 251-268.
Cho Sungjin and Cho Joohyun. 2013. Long-term housing demand forecast in Korea through the analysis on housing demand change at the year 2000 and 2010. *Journal of the Korea Planning Association* 48, no.5: 251-268.
 18. 진홍철, 강동우, 이성우. 2010. 수도권 자가점유 및 점유성향의 변화 특성. 국토연구 66권: 73-91.
Jin Hongchul, Kang Dongwoo and Lee Seongwoo. 2010.

- Changes in housing tenure rates and housing tenure propensity in Seoul metropolitan area between 1995 and 2005. *The Korea Spatial Planning Review* 66: 73-91.
19. 최막중, 임영진. 2001. 가구특성에 따른 주거입지 및 주택유형 수요에 관한 실증분석. 국토계획 36권, 6호: 69-81.
Choi Mackjoong and Lim Youngjin. 2001. Empirical analysis of the relationships between household characteristics and preference of residential location and housing types. *Journal of the Korea Planning Association* 36, no.6: 69-81.
 20. 최유미, 남진. 2008. 서울시 가구특성별 주거선택 요인에 관한 연구. 국토계획 43권, 3호: 195-210.
Choi Yumi and Nam Jin. 2008. An analysis on the elements of housing choice by household attributes: Focusing on the features of variation from 1996 to 2006. *Journal of the Korea Planning Association* 43, no.3: 195-210.
 21. 최은영, 조대현. 2005. 서울시 내부 인구이동의 특성에 관한 연구. 한국지역지리학회지 11권, 2호: 169-186.
Choi Eunyoung and Cho Daeheon. 2005. The characteristics of intra-urban migration in Seoul. *Journal of The Korean Association of Regional Geographers* 11, no.2: 169-186.
 22. Angelini, V., Brugiavini, A. and Weber, G. 2014. The dynamics of homeownership among the 50+ in Europe. *Journal of Population Economics* 27, no.3: 797-823.
 23. Box, G. and Cox, D. 1964. An analysis of transformations. *Journal of Royal Statistical Society Series B* 26, no.2: 211-252.
 24. Chen, M., Chang, C. and Yang, C. and Hsieh, B. 2012. Investment demand and housing prices in an emerging economy. *Journal of Real Estate Research* 34, no.3: 345-373.
 25. Diaz-Serrano, L. 2005. On the negative relationship between labor income uncertainty and home ownership. *Journal of Housing Economics* 14: 109-126.
 26. Fisher, J. D. M. and Gervais, M. 2011. Why has home ownership fallen Among the young? *International Economic Review* 52, no.3: 883-912.
 27. Goldstein, H. 1986. Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares. *Biometrika* 73: 43-56.
 28. Goodman, A. 1988. An Econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand. *Journal of Urban Economics* 23: 327-353.
 29. Gujarati, D. and Porter, D. 2009, *Basic Econometrics* 5th ed, McGraw Hill.
 30. Henderson, J. V. and Ioannides, Y. M. 1983. A model of housing tenure choice. *The American Economic Review* 73, no.1: 98-113.
 31. Ioannides, Y. M. and Rosenthal, S. S. 1994. Estimating the consumption and investment demand for housing and their effect on housing tenure status. *Review of Economics and Statistics* 76, no.1: 127-141.
 32. Kim, T. K., Horner, M. W. and Marans, R. W. 2005. Life cycle and environmental factors in selecting residential and job locations. *Housing Studies* 20, no.3: 457-473.
 33. Lee, S. W. and Myers, D. 2003. Local housing market effects on tenure choice. *Journal of Housing and the Built Environment* 18: 129-157.
 34. Lee, S. W., Myers, D. and Park, H. S. 2000. An econometric model of homeownership: Single-family and multi family housing option. *Environmental and Planning A* 32, no.11: 1959-1976.
 35. McCullagh, P. and Nelder, J. A. 1989. *Generalized Linear Models*. New York: Chapman and Holl.
 36. Megbolugbe, I. 1989. A hedonic index model: The housing market of jobs, Nigeria. *Urban Studies* 26, no.5: 486-494.
 37. Moineddin, R., Mattheson, F. I. and Glazier, R. H. 2007. A simulation study of sample size for multilevel logistic regression model. *BMC Medical Research Methodology* 7, no.34: 1-10.
 38. O'Sullivan, A. 2009. *Urban Economics*, 7th ed. Irwin, McGraw Hill.
 39. Rosen, S. 1974. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy* 82, no.1: 34-55.
 40. Wolfinger, R. and O'connell, M. 1993. Generalized linear mixed models: A pseudo-likelihood approach. *Journal of Statistical Computation and Simulation* 48: 233-243.
 41. Wong, G. W. and Mason, W. M. 1985. The hierarchical logistic regression model for multilevel analysis. *Journal of American Statistical Association* 80: 513-524.
 42. 국민은행 부동산 통계. <http://nland.kbstar.com>. Kookmin Bank Statistics. <http://nland.kbstar.com>.
 43. 국토교통부. 주거실태조사. www.hnuri.go.kr.

요약

주제어: 투자가치, 시장가치, 아파트 시장, 항상소득, 다중로짓모형

본 논문의 목적은 아파트 가구의 주택 점유형태에 영향을 미치는 결정 요인을 분석하는 데 있다. 본 논문에서는 전국 시군구 중에서 표본이 50개 이상인 지역의 아파트 가구를 대상으로 주택 점유형태에 미치는 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 주택 특성과 함께 그동안 다수의 연구에서 통제되지 않았던 개별 가구의 항상소득, 임시소득 및 개별 주택의 투자가치 및 하위 주택시장의 시장가치를 추정하여 분석모형에 활용하였다. 본 논문에서는 아파트 점유형태에 미치는 지역적 특성을 효율적으로 반영하기 위하여 다중로짓모형을 적용하였다. 실증분석에 사용된 자료는 가구 및 주택에 대한 정보를 다수 제공하는 주거실태조사 2006년부터 2014년까지의 자료이다. 본 논문의 분석 결과 거시경제적 영향을 받은 2010년을 제외하

고 주택의 투자가치는 자가 소유와 정(+)의 관련성이 있는 것으로 분석되었으며, 하위 주택시장의 시장가치는 부(-)의 영향이 있는 것으로 분석되었다. 아파트 소유에 대한 투자가치는 가격 상승기인 2006~2008년까지의 영향력은 상당한 것으로 드러났으나 글로벌 금융위기로 인한 주택가격의 하락 추세는 그 영향력을 반감하는 것으로 나타나 주택시장 내외부의 영향에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 본 논문의 의의는 첫째, 점유형태 결정 모형에 기존에 활용되지 않았던 핵심 변수들의 활용 방안을 개발하고 응용하여 해당 요인이 아파트 시장에서 점유형태에 미치는 영향을 분석하였고, 둘째, 분석 결과를 바탕으로 아파트 시장의 변화를 진단하고 이에 대한 정책적 시사점을 제언했다는 데 있다.