



Journal of Real Estate Analysis

<http://www.kabjrea.org>

November 2018, Vol.4, No.2, pp.61~83

주택유형에 따른 투자수요 변동에 관한 연구 - 글로벌 금융위기 시기를 중심으로* -

A Study on the Changes of Investment Demand according to Housing Types - Focusing on a Period around the Global Financial Crisis -

박종훈** · 이성우***

Park, Jong Hoon · Lee, Seong Woo

■ Abstract ■

The aim of this study is to investigate determinants of housing tenure choice, paying particular attention to housing specific investment value and market value. This study applied the binary logit model to investigate the determinants of housing tenure choice in terms of household and housing characteristics. From the Housing Survey data from 2006 to 2012, this study found that housing specific investment value varies according to housing types and economic circumstances in the housing market. In Apartment market, in 2006 when housing price increased, the investment value significantly affected home ownership. However, when decreasing housing price caused by global economic crisis, the investment value in the apartment market significantly reduced. When the apartment market was stabilized, the investment value of apartment did not recover. However, single family housing showed indifference to housing price change. The results show that investment demand changes not only by macro-economic factors but also housing type characteristics. This study is significant in that first, it derived from the analysis of housing tenure choice two critical variables, housing specific investment value and market value, which had not been applied before. Second, this study empirically proved that the determinants of housing tenure choice in terms of housing specific investment value are different according to housing types.

Keywords : Investment demand, Housing type, Housing tenure, Global financial crisis, Housing market

* 본 논문은 2016년 국토교통부에서 주최한 주거실태조사 학술대회에 참여한 논문을 수정, 보완한 것임.

** 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 박사수료(주저자) | Ph.D. Candidate, Regional Information, Agricultural Economics and Life Science, Seoul National University | First Author | hohojonghoon@gmail.com |

*** 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 교수(교신저자) | Professor, Regional Information, Agricultural Economics and Life Science, Seoul National University | Corresponding Author | seonglee@snu.ac.kr |

I. 서론

가구 생애주기에서 설정하는 주요 목표 중 하나는 ‘내 집 마련’에 있다. 내 집 마련에 대한 목표는 차가점유에 비해 자가소유가 주거안정성을 보장한다는 측면에서 가구의 보편적인 수요를 드러낸다고 할 수 있다. 하지만 시장금리, 정부 주택정책, 대외경제 상황 등의 변화에 민감하게 반응하는 주택시장의 불안정성은 주거안정을 추구하는 가구의 자가소유 결정 여부에 영향을 미치고 있다. 서울 및 수도권외의 주택시장에 나타난 투자 과열현상은 주택을 더이상 거주(stay) 공간의 의미로 제한하지 않고 투자재화로 인식하고 있는 것을 보여주고 있다. 특히 해당 수요는 아파트 시장에서 극명하게 드러났다. 하지만 2008년 말 발생한 글로벌 금융위기는 주택시장의 불안정성을 유발하여 투자열기가 과열되었던 주택시장의 침체를 야기하였다. 주택시장 침체는 가구의 주택소유에 대한 수요를 위축시켰으며, 특히 주택의 투자수요를 감소하게 하였다.

주택시장의 변화는 외부적 영향뿐 아니라 시장을 조절하는 역할이 있는 정부 정책과도 밀접한 연관이 있다. 우리나라 정부의 주택정책은 과열 또는 침체된 주택시장을 안정화하기 위해 LTV와 DTI를 조정하고 있으며, 가구의 주거 안정화를 위해 공공주택 공급 확대, 세제 지원 등의 다양한 방안을 모색하고 있지만 실효성 있는 결과를 얻지 못하고 있는 실정이다.

정부의 주택시장 정책이 효과적으로 작동하기 위해서는 주택시장에 대한 전반적인 이해를

바탕으로 한 정책마련이 필요하다. 주택가격 상승과 조응하면서 이천 년 대부터 나타난 주택에 대한 투자수요, 특히 아파트에 대한 투자수요의 확대는 단순히 여유자금을 활용하여 이루어지는 것에서 벗어나 은행대출 등의 추가 자금을 운용하여 이루어지고 있다. 주택시장의 가격이 지속적인 상승 기조를 유지한다면 가계의 부채는 가계 내부적으로 감당할 수 있다. 하지만 글로벌 금융위기와 같은 외부적 요인으로 주택시장이 침체국면에 접어드는 경우 투자를 위해 짚어진 가구의 부채는 가계 경제, 나아가 안정적 주택시장 붕괴의 시한폭탄으로 작용할 수 있다. 투자수요의 확대로 인한 잠재적 위험성에도 불구하고 국내 주택시장의 투자수요를 미시적 차원에서 다룬 연구는 제한적이다(김준형 · 신재섭, 2016; 박종훈 · 이성우, 2016; 윤성현, 2011). 한국은 이미 1998년 IMF라는 외부적 충격요인으로 인해 수많은 가구가 붕괴되는 것을 경험하였다. 2012년 글로벌 금융위기에서도 많은 우려가 나타났다. 현재까지도 지속적인 주택, 그 중에서도 아파트에 대한 투가수요의 확대는 향후 경제상황 변화에 따라 가구의 도산이 우려되기 때문에 아파트-비아파트에 대한 투자수요의 변화 양상을 짚어보는 것은 매우 긴요하다고 하겠다.

본 연구에서는 주택시장에서 나타나는 투자수요 변화를 글로벌 금융위기 시점 전후를 중심으로 살펴본다. 특히 아파트와 단독주택, 연립 및 다세대 주택(=이하 비아파트로 지칭함)의 두 주택유형 간의 재화적 관계를 탐구하여 향후 외부 충격에 따른 주택시장의 변화를 예측하고 선제적으로 주택시장 안정화를 위한 정책의 기초

자료로 활용되도록 제안하는 것이 본 연구의 주요 목표이다.

본 연구는 주거실태조사 자료를 활용한다. 본 연구의 공간적 범위는 전국의 아파트와 비아파트(=단독, 연립 및 다세대 주택) 시장이며, 시간적 범위는 글로벌 금융위기 시점을 기준(2008년 말~2009년 초)으로 전후의 2006년부터 2012년까지이다.

본 연구의 순서는 다음과 같다. 먼저, II장에서는 주택시장 현황 및 선행연구를 정리하고, 본 연구의 차별성을 밝힌다. III장에서는 본 연구에서 활용한 투자가치 및 시장가치 도출 방법과 이항로지트 방법에 대해 소개하며, IV장에서는 본 연구에서 사용된 자료 및 변인에 대해서 기술한다. V장에서는 글로벌 금융위기 전후인 2006년부터 2012년까지 우리나라 주택시장에서 아파트와 비아파트의 점유형태에 영향을 미치는 요인을 분석한다. 마지막 VI장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 한계 및 향후 연구방향에 대해서 제안한다.

II. 주택시장 변화 및 선행연구 검토

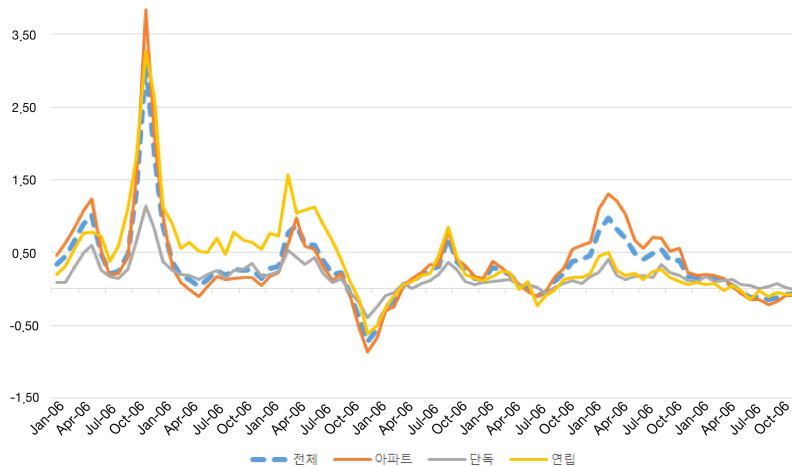
1. 주택시장 변화

우리나라의 주택시장은 경제, 금융 등의 네트워크에 따라 반응한다. 1998년 IMF와 2008년 말~2009년 초의 글로벌 금융위기로 인한 주택시장의 변화가 대표적인 예라고 할 수 있다. 한편으로는 주택시장은 시장 활성화와 주거 안정을 목

적으로 취해지는 금리조정, 주택 공급 확대 등과 같은 정부의 주택정책에도 영향을 받는다. 이러한 내·외부적 환경 변화는 주택가격의 변화로 표출된다.

〈그림 1〉은 2006년부터 2012년까지 주택가격의 변화(전월 대비 증가율)를 제시한 것이다. 글로벌 금융위기 이전인 2008년까지의 주택시장은 당시 수요에 부응하는 공급량의 부족과 이에 편승한 투기수요의 증가로 가격 상승률이 높게 나타났으나, 2008년 말 글로벌 금융위기 이후 급격한 주택 가격의 하락으로 귀결되었다. 또한 가계대출 비율의 증가로 인한 주택 구매여력의 감소는 주택시장에서 가구의 자가소유를 위축시켰다. 이러한 주택시장 침체는 2009년까지 이어지다 국내 주택경기 부양을 꾀하기 위한 다양한 정부의 주택 및 건설시장의 진작정책에 힘입어 주택시장의 정상화 국면에 접어든 것으로 나타났다.

글로벌 금융위기에 따른 주택매매가격의 변화는 주택유형에 따라 상이하게 나타났다. 글로벌 금융위기 기간 중 주택매매가격의 변화를 살펴보면 아파트의 가격 변화가 단독주택이나 연립주택에 비해 큰 것으로 나타났다. 특히 아파트는 외부적 충격이 큰 시기인 2008년과, 내수 진작과 주택시장 활성화를 도모했던 정부의 정책변화가 큰 시기인 2012년에 가격변화가 더욱 큰 것으로 확인되었다. 가격하락에 따른 하방적 충격의 강도 역시 아파트가 가장 큰 것으로 나타났다으며, 글로벌 금융위기 이후인 2009년 가격하락폭은 단독이나 연립주택에 비해 아파트가 높은 것으로 나타났다.



〈그림 1〉 주택가격의 변화(전월 대비 증가율)

자료 : 국민은행 부동산통계.

2. 선행연구 검토

주택유형과 주택 점유형태에 미치는 요인은 가구의 특성에 따라 상이하게 나타난다(박선영 외, 2005; 최유미 · 남진, 2008). 우리나라에서 주택 유형은 아파트와 기타 주택으로 구분하여 각 유형별 요인별 차이를 살펴보고 있으며, 주택수요와 관련된 연구는 자가소유에 영향을 미치는 요인을 중심으로 연구가 진행되고 있다. 기존 연구에 따르면 주택유형과 주택 점유형태 결정에는 가구의 인구사회학적 요인과 경제적 요인 등의 다양한 요인에 영향을 받는 것으로 드러났다(김주영 · 유승동, 2013; 김성용 · 조주현, 2017; 김준형 · 최막중, 2009).

주택 점유형태 결정에는 연령, 가구원 수, 혼인 여부, 교육수준, 주거입지 등의 인구사회학적 요인(강은택 · 마강래, 2009; 김성용 · 조주현, 2017; 김준형 · 최막중, 2009; 박종훈 · 이성우,

2016; 정의철, 2002). 가구소득, 대내외적 경제 여건 등의 경제적 요인(박종훈 · 이성우, 2016; 윤성현, 2011; 정의철, 2002; 진홍철 외, 2010), 기타 주거적 요인 등(Kim et al., 2015)이 복합적으로 고려되어 결정된다.

주택 점유형태 결정에는 크게 투자수요인 경제적 요인과 소비수요인 주거환경적 요인이 작용한다(Henderson and Ioannides, 1983). 하지만 두 요인을 명확하게 구분하는 것은 다소 한계를 보이고 있다(윤성현, 2011; Ioannides and Rosenthal, 1994).

투자수요 측면의 경제적 요인은 가구소득, 자산규모, 투자정보 등과 연관이 있다. 먼저, 가구의 점유형태 결정에서 가구소득은 현재 소득과 미래 예상되는 소득을 종합적으로 고려해서 결정된다(정의철, 2002; Goodman, 1988). 가구의 소득 생애주기를 고려하면 연령이 증가할수록 자산이 축적되며, 해당 시기에는 부동산 자산에

의한 수요 증가가 동반되어 자가소유를 선택할 가능성이 높다(박종훈 · 이성우, 2013). 자산의 축적과 부동산 자산규모는 가구주의 교육수준과 직업수준에 따른 정보구득 격차로 인해 차별적으로 나타난다(유지열, 2002). 한편, 경제적으로 열위에 있는 가구의 경우에는 주택 내구연수가 오래되어 가치가 감소하는 경우 상대적으로 자가소유가 용이하게 나타난다(박종훈 · 이성우, 2016). 가구의 주택수요는 대외적 요인과의 밀접한 연관이 있다. IMF와 2008년 글로벌 금융위기로 등 대외적 경기변동에 따른 경제환경의 불확실성 증대는 가구의 소득 안정성을 저해함과 동시에 주택시장의 불안정성도 동반하여 가구의 자가소유에 부정적인 영향을 미친다(김성용 · 조주현, 2017; 김주영 · 유승동, 2013; 이용래 · 정의철, 2016; 진홍철 외, 2010; Diaz-Serrano, 2005).

경제적 요인과 달리 주거환경적 요인은 접근성, 쾌적성 등의 주거편익적 요인(최막중 · 임영진, 2001)과 사회적 요인인 이웃 간의 네트워크, 경제적 요인인 임대료 등이 가구의 주거만족도에 영향을 미친다(남영우 · 최민섭, 2007). 주거환경적 요인이 충족되는 경우 자가가구의 주거환경 만족도는 높게 나타나며(김준호, 2016; 이채성, 2012; 황광선, 2013), 가구의 거주기간에 영향을 미쳐 주거안정성을 도모할 수 있다(Kim et al., 2015).

다수의 연구에서는 소비수요 중심으로 연구가 진행되었으며, 투자수요를 파악한 연구는 소수에 불과하다(김준형 · 신재섭, 2016; 박종훈 · 이성우, 2016; 윤성현, 2011; Goodman, 1988;

Lee et al., 2000). 제한적으로 김준형 · 신재섭(2016)의 연구에서는 주거실태조사 항목 중 주택구매 의도에 대한 설문문항을 활용하여 투자수요와 소비수요를 분리하는 시도를 하였으며, 주택시장의 경기변동과도 연관지어 설명하였다. 설문문항을 활용하여 주택의 투자수요를 설명한 접근법과 다르게 박종훈 · 이성우(2016), Goodman(1988), Lee et al.(2000)은 투자수요가 기대 자본이득에 기초한다는 점에 근거하여 투자수요를 설명하였다. 해당 연구들은 개별주택과 지역주택시장의 자가가치·차가가치 상대가격을 통해 투자가치와 시장가치를 추정하여 보다 객관적인 방법으로 가구의 투자수요를 확인하였다. 이러한 투자수요는 개별 주택시장의 이질성에 기초해 대외적 환경변화에 따라 주택유형의 성격이 반영되어 차별적으로 나타날 개연성이 높다(Clark and Dieleman, 1996; Lee et al., 2000).

상기에서 확인한 국내외의 기존연구들은 주택 점유형태에 미치는 영향을 다양한 가구의 특성을 보여주는 변인을 통제하여 설명하고 있다. 하지만 주택 점유형태에 대한 논의는 상당부분 진행되어 왔음에도 불구하고 여전히 효과적으로 투자수요가 점유형태에 미치는 요인을 설명하는 데 한계가 있다. 특히 국내의 연구는 더욱 드문 편이다. 상기에 언급한 김준형 · 신재섭(2016)의 연구는 구매자의 응답을 기반으로 연구를 진행하여 과학적인 접근방법을 통해 투자수요와 소비수요를 구분하지 못한 한계가 존재한다. 주택구매의도라는 단순한 지표에 근거한 투자수요의 분리는 주택시장의 상황에 근거한 수요라고 명확하게 단정하는 것은 다소 무리가

있다. 박종훈 · 이성우(2016)의 연구에서는 전국 아파트 시장을 대상으로 연구를 진행하였으나 본 연구와는 다소 차이가 존재한다. 먼저, 주택시장 내 주택유형이 다양하며, 여전히 상당수가 아파트가 아닌 비아파트에 거주한다는 점에서 주택시장의 수요변화를 포괄하지 못하고 있다. 이들의 연구에서는 시장 내에서 주택 유형 간 채화 관계(대체재, 또는 보완재)가 형성됨에도 불구하고 단면적인 차원에서 아파트 시장의 투자수요만을 살펴보았다. 주택시장 정책이 효과적으로 작동하기 위해서는 아파트와 아파트 외 주택유형을 포괄하여 분석을 수행하는 것이 필요하다. 당 연구는 주택유형별 투자가치를 추정하고 있다는 측면에서 이들의 연구와 차별적이다. 주택 유형별 투자가치에 대한 실증 분석은 Lee et al.(2000)의 연구 외에는 국내외 사례를 찾기 힘든 편이다. Lee et al.(2000)에서는 미국 주택시장에서 단독주택과 아파트를 포함한 다가구 주택의 투자가치를 추정하였다. 이 연구에서는 미국의 경우 정상재인 단독주택의 투자가치가 대체재인 다가구주택에 비해 높다는 점을 밝혔다. 이러한 분석은 특히, 글로벌 금융위기와 같이 급격한 외생적 요인변화에 따라 불가피하게 도래할 수 있는 경제변화에 조속히 대응하여 주택시장의 안정화를 유도할 수 있을 것이다.

마지막으로 통계적 관점에서 해당 선행연구는 다층로짓 모형의 통계적 신뢰성을 제고하기 위하여 표본이 50개 이상인 지역만을 선별하여 분석을 진행하였다.¹⁾ 주거실태조사가 표본조사

인 점을 감안하면, 표본이 50개 이상인 지역은 비교적 규모가 큰 지역(=도시)에 해당될 개연성이 상당하다. 방법론적 관점에서 위 분류 방법은 통계적 신뢰성 및 효율성 측면에서 타당하지만, 아파트 시장 중 비교적 작은 지역(=표본이 50개 미만인 지역)을 제외한다는 점에서 전국의 아파트 시장을 온전히 반영하지 못한 한계가 존재한다.

본 연구에서는 국내 기 수행된 연구가 가지는 한계점을 보완하여 연구를 진행한다. 특히 글로벌 금융위기와 같은 외부적 충격요인이 투자수요의 변화가 주택유형에 따라 어떻게 나타나는지 탐색한다. 본 연구의 분석결과는 향후 주택 정책 입안 시 주택유형별 주택정책을 마련할 수 있는 계기를 제공할 것으로 기대되며, 향후 경기변동에 따른 주택시장의 변화에 기민하게 대응할 수 있는 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 예상된다.

III. 연구방법론

1. 분석자료

본 연구에서는 글로벌 금융위기 시기의 주택 점유형태에 미치는 요인을 살펴보는 데 목적이 있으며, 특히 투자가치와 시장가치의 변화에 주목하고 있다. 본 연구에서 투자가치와 시장가치는 헤도닉 가격함수 모형을 응용하여 도출한다.

1) 다층로짓 모형을 적용하는 경우에는 그룹 수와 그룹 내 표본 수가 최소 30/30인 경우에 통계적 효율성을 담보함.

아울러 주택 연구에서 주로 활용되는 항상소득²⁾도 동시에 추정하여 본 연구모형의 독립변수로 활용한다.³⁾ 항상소득 모형과 관련된 연구는 다양하게 존재하므로 본 연구에서는 박종훈·이성우(2016), Lee et al.(2000)의 연구를 참조하여 투자가치와 시장가치 추정방법에 한정하여 설명을 진행한다. 그 다음으로는 주택 점유형태의 결정요인 분석을 위해 적용된 이항로짓 모형에 대해서 다루기로 한다.

2. 투자가치와 시장가치의 추정

본 연구에서는 박종훈·이성우(2016), Goodman(1988), Lee et al.(2000)의 연구에서와 동일하게 헤도닉 가격함수 추정기법(Hedonic Price Model)을 활용하여 가구의 투자가치와 시장가치를 추정하였다. 투자수요에 대한 두 가지 변인 중 투자가치 변인은 개별주택이 가지는 투자가치를 나타내며, 일반적으로 자가 소유에 정(+)⁴⁾의 방향을 보이는 경우에 투자가치가 있는 것으로 나타난다. 반면, 시장가치의 경우에는 지역 주택 시장에서 나타나는 주택의 가치를 나타낸다. 직관적으로 지역 주택시장의 가치가 높아지면 가구의 자가 소유는 어려워지는 경향이 있기 때문에 시장가치가 증가하면 차가 점유가 증가한다고 이해할 수 있다.

투자가치와 시장가치를 추정하는 과정은 다음과 같다. 먼저, 주택시장에서 개별가구(n)의 자가 가치(V_{ni})와 차가 가치(R_{ni})는 아래 (식 1), (식 2)와 같이 가정하였다.

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

$$R_{\ni} = y_{\ni} + X_i \quad (\text{식 2})$$

n : 개별가구, i : 지역, y_n : 주택 서비스에 대한 1년, 비용

D : 주거서비스에 대한 할인계수(Discout rate),

τ_{ni} : 기대 자본 이득의 할인계수(D')에 따른 기대 자본이득,

X_i : 주택시장의 지역별(i) 공공재의 금액,

t_i : 지역별 재산세율.

상기 (식 1)과 (식 2)에서 나타나는 차이점은 차가 가치는 점유에 따른 자본이득이 없기 때문에 자가 가치와 다르게 주택서비스에 대한 비용(y_n)과 지역별 공공재 비용(X_i)의 합으로만 구성된다는 것이다. 개별주택에 대한 투자가치(ψ_{ni})는 (식 1)과 (식 2)의 비율을 통해 아래의 (식 3)과 같이 산출할 수 있다.⁴⁾

$$\psi_{\ni} = V_{\ni}/R_{\ni} = D/(1 + Dt_i - D'\tau_{\ni}) \quad (\text{식 3})$$

한편, 시장가치는 시군구별로 가구특성과 지역 특성의 집합으로 구성하여 주택시장의 자가(V)와 차가(R) 가격 산출을 통해 도출할 수 있다.

$$P_{own} = V(y^*, X^*) \quad P_{rent} = R(y^*, X^*) \quad (\text{식 4})$$

2) 가구의 소득은 주택 점유형태 결정 시 고려되는 핵심 요인 중 하나이다. 본 연구에서는 주어진 가구의 소득을 사용하지 않고 가구의 특성을 반영하여 항상소득을 추정된 값을 활용하였다. 항상소득은 미래에 기대되는 소득까지 포함되므로 주택 점유형태 연구에서 가구소득의 영향력을 보다 엄밀하게 추정할 수 있다(박종훈·이성우, 2016).

3) 항상소득 추정모형은 Goodman(1988), Lee et al.(2000), 박종훈·이성우(2016) 등에 자세히 소개되어 있는 연유로 본 논문에서는 추가적인 서술을 하지 않았다. 추정모형에 대한 자세한 설명은 상기에 제시된 연구를 참조하기 바람.

4) 본 연구에서는 자료 구득의 한계로 지역별 재산세율과 매개가격 상승률을 모형에서 반영하지 않았음을 밝힘.

지역별 자가와 차가의 주택가격은 y^* 와 X^* 에 의해 결정된다. 여기서 y^* 는 주택특성(=방 수, 면적, 시설 등)을 X^* 는 주거특성(=세금, 주거환경 등)을 나타낸다. (식 4)을 이용해서 시장가치를 나타내는 아파트와 비아파트 시장의 자가-차가 가격비율을 아래의 (식 5)와 같이 도출할 수 있다.

$$\gamma = P_{own}/P_{rent} \quad (\text{식 5})$$

위 (식 5)에서 γ 는 주택 및 주거특성의 반영된 지역별 자가와 차가의 상대가격을 의미한다.

정리하면, 투자가치는 개별 주택의 자가가치-차가가치의 상대적 비율을 의미하며, 시장가치는 지역 주택시장의 자가-차가 가치의 상대적 비율을 나타낸다고 할 수 있다.

헤도닉 가격함수 추정 시 주택가격 분포를 정규화하기 위하여 Box-Cox 변환을 적용하였으며, 기존 연구(박종훈 · 이성우, 2016; Lee et al., 2000)를 참고하여 램다값은 자가 0.3 차가 0.6으로 적용하였다.⁵⁾ 아래의 (식 6)은 자가와 차가의 가치를 산출하기 위해 최종적으로 본 연구에 활용된 식이다.⁶⁾

$$V^\lambda \text{ or } R^\lambda = v_0(r_0) + \sum_{v_i, r} v_i(r_i)X_k + \epsilon \quad (\text{식 6})$$

3. 이항로짓 모형

주택 점유형태는 점유 여부(자가, 차가)로 구분된다. 종속 변수가 이산(Discrete) 형태인 경우에는 이항로짓 모형을 활용하여 분석하는 것이 바람직하다. 이항로짓 모형의 식은 아래와 같다(이성우 외, 2005).

$$y^* = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon \quad (\text{식 7})$$

위 (식 7)에서 종속변수(=y)는 자가 소유 여부를 나타내며, β 는 추정계수를 x 는 본 연구에서 통제된 독립변인을 나타낸다. 종속변수는 아래의 (식 8)과 같이 표현이 가능하다(Liao, 1994).

$$y = \begin{cases} 1 & \text{if } y^* > 0 \\ 0 & \text{Otherwise} \end{cases} \quad (\text{식 8})$$

(식 8)에서 가구가 자가 소유를 하는 경우에는 종속변수 y 는 1로 표현되며 차가를 선택하는 경우에는 y 는 0으로 나타난다. 상기 두 식을 통해 다음의 (식 9)를 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y = \text{자가}) &= \text{Prob}\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon\right) \quad (\text{식 9}) \\ &= 1 - F\left(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \\ &= F\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \end{aligned}$$

5) Box-Cox 변환을 적용하는 경우 일반적으로는 0~1 사이에서 최적의 조합을 과정이 요구되지만 본 연구에서는 선행연구를 참조하여 분석을 진행하였음을 밝힘.

6) y^λ 는 단조함수(Monotonic Function) 형태로 함수가 0인 경우의 연속성을 담보하고 종속변수 증가에 따라 순서의 역전이 나타나지 않아 변환에 적합한 형태라고 할 수 있다(이성우 외, 2005; Johnston, 1984). (식 6)은 Box-Cox 변환에 대한 수식임. 변환 방법에 대한 상세한 설명은 Box and Cox(1964)와 Johnston(1984)를 참조하기 바람.

$$y^\lambda = \begin{cases} \frac{y^\lambda - 1}{\lambda} & (\lambda \neq 0) \\ \log y & (\lambda = 0) \end{cases}$$

위의 (식 9)를 통해 이항선택 확률이 오차항의 CDF함수인 $F(\epsilon)$ 로 정의됨에 따라 이항 선택성을 가진 본 연구의 분석을 가능하게 하였다.

IV. 자료 및 변인설명

2008년 말~2009년 초 사이에 발생한 글로벌 금융위기에 의한 투자수요 변화가 주택의 점유형태에 미치는 영향을 살펴보기 위해 본 연구에서는 국토연구원에서 제공하는 2006년에서 2012년까지의 주거실태조사 자료를 활용하였다. 주거실태조사 자료는 기존에 주택 연구에서 주로 활용되는 자료(노동패널, 인구주택총조사 등)와 다르게 가구 및 주거와 관련된 다양한 변인을 제공하며, 가구소득 및 주택가격 정보를 제공한다는 점에서 본 연구에 적합한 자료로 판단된다.

본 연구에서는 주택 점유형태 결정요인에 미치는 요인을 아파트와 비아파트로 주택유형을 구분하여 살펴보았다. 아파트는 주택유형 중 아파트와 오피스텔을, 비아파트는 그 외의 주택유형⁷⁾으로 구성하였다. 아파트와 오피스텔은 주거 소비 공간임과 동시에 투자공간으로 인식되고 있어 소비수요와 함께 투자수요도 나타나고 있다. 반면 단독주택, 연립 및 다세대 주택의 경우에는 거주 목적의 주거의 소비적 수요는 나타나지만 투자수요는 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 각 주택유형의 수요 성격을 고려하여 아파트와 오피스텔, 단독주택, 연립 및 다세대 주택

의 두 가지 주택유형을 재분류하였다.

본 연구에서는 기존 국내외 주택 점유형태 연구에서 활용한 변인들을 참고하여 모형을 설정하였다. 본 연구의 종속변수는 주택 점유형태에 따른 자가소유와 차가점유 여부이며, 독립변인은 가구의 인구학적 특성, 사회경제적 특성, 주택 관련 특성 등으로 구분하여 통제하였다. 독립변인은 다음의 <표 1>과 같다.

먼저, 항상소득, 투자가치 및 시장가치를 제외한 종속변수에 대한 독립변인들의 관계는 다음과 같다. 연령, 성별, 결혼 여부의 경우에는 기존의 연구결과와 동일하게 인구학적 생애주기에 따라 연령이 증가할수록, 경제적 능력이 비교적 우월한 남성인 경우, 가족 구성원의 증가, 자녀출산 등으로 인해 주거안정성을 희구하는 기혼인 경우 자가 점유에 정(+)의 영향력을 보일 것으로 예측된다(강은택 · 마강래, 2009; 김성용 · 조주현, 2017; 김현태 · 남진, 2012; 박미선, 2013; 박종훈 · 이성우, 2013; 박종훈 · 이성우, 2016). 교육수준과 직업수준, 종사상 지위는 경제적 수월성으로 인해 일반적으로 정(+)의 영향력을 미치는 것으로 나타나지만, 본 연구에서와 같이 소득을 통제한 경우에는 소득의 영향력이 독립적으로 종속변수와 관계를 지니기 때문에 경제적 관점에 기대어 설명하는 것이 바람직하지 않다. 이러한 경우에는 노동시장의 이동성과 관련하여 설명이 가능하다(박보림 외, 2013; 박종훈 · 이성우, 2016). 전반적으로 높은 교육 및 직업수준의 경우에는 직업의 이주가 자유로

7) 주택유형 중 비거주용 건물, 쪽방, 비닐하우스, 판자집, 기타 등은 제외하였음.

위 자가 소유에 부정적일 개연성이 존재한다. 이 제약이 있어 부정적인 영향관계에 놓일 것으로 예상된다.

〈표 1〉 변인설명

변인		변인 설명
종속변수		
주택 점유형태		자가소유(=1), 차가점유(=0)
독립변인		
가구주 연령	연령	가구주 연령-가구주 연령의 평균
	연령의 제곱	가구주 연령×가구주 연령
성별		남성(=1), 여성(=0)
결혼 여부		기혼(=1), 미혼, 이혼 및 사별(=0)
소득변인	관찰소득	관찰소득-관찰소득의 평균
	관찰소득의 제곱	관찰소득×관찰소득
	항상소득	항상소득-항상소득의 평균
	항상소득의 제곱	항상소득×항상소득
	일시소득	임시소득-임시소득의 평균
	일시소득의 제곱	임시소득×임시소득
교육수준	대졸 이상	대학교 졸업 이상(=1), 그 외(=0)
	고졸	고졸(=1), 그 외(=0)
	중졸 이하	중졸 이하(=1), 그 외(=0) (참조집단)
직업수준	직업수준1	전문직 및 준전문직(=1), 그 외(=0)
	직업수준2	사무직, 서비스직, 판매직(=1), 그 외(=0)
	직업수준3	기타 직업(=1), 그 외(=0) (참조집단)
종사상 지위	종사상지위1	정규직(=1), 그 외(=0)
	종사상지위2	자영업(=1), 그 외(=0)
	종사상지위3	기타 종사상 지위(=1), 그 외(=0) (참조집단)
주택 내구연수	10년 이하	10년 이내(=1), 그 외(=0)
	10~20년	10~20년(=1), 그 외(=0)
	20년 이상	20년 이상(=1), 그 외(=0) (참조집단)
거주기간		거주 기간
주거 만족도		주거환경 만족(=1), 주거환경 불만족(=0)
투자수요	투자가치	주택유형별 개별가구의 자가-차가 비율
	시장가치	주택유형별 시장의 자가-차가 비율

주택특성인 주택 내구연수의 경우에는 주택이 오래될수록 가치가 하락하여 자가 점유에 유리할 것으로 예측된다(박중훈 · 이성우, 2016). 거주기간은 재정적 안정성과 주거환경에 대한 만족도가 높은 경우 자가 소유에 긍정적인 것으로 추측된다(김지은 · 변서경, 2013; 박중훈 · 이성우, 2016).

〈표 1〉에서 항상소득과 투자수요 변인은 모형추정을 통해 산출하였다.^{8,9)} 항상소득 모형은 가구의 인구학적 특성(연령, 성별, 결혼 여부, 가구원 수), 사회경제적 특성(교육수준, 직업수준, 종사상 지위), 경제적 특성(금융자산 및 부동산 자산 보유 여부), 지역변인을 활용하였다. 항상소득의 경우에는 자가소유에 긍정적인 것으로 기대되며 자료 자체적으로 제시되는 관찰소득보다 추정값(=magnitude)이 크게 도출될 것으로 기대되며, 임시소득은 항상소득에서 관찰소득을 차감한 금액이므로 가장 영향력이 미미할 것으로 예측된다.

$$\frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{항상소득}}} > \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{관찰소득}}} > \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{임시소득}}} \quad (\text{식 } 10)$$

투자가치 및 시장가치 추정모형에서 종속변수는 점유형태에 따라 자가는 자료에 제시된 주

택가격을, 차가는 월세가격으로 전환¹⁰⁾한 임차가격을 본 연구모형에 활용하였다. 모형에 활용한 독립변인은 주택의 특성을 보여주는 주택 면적, 방의 수, 내구연수, 거주기간을 통제하였다. 일반적으로 국내에서는 주거 편의적 측면에서 아파트가 비아파트에 대비하여 선호된다.¹¹⁾ 만약 주택유형에 대해 투자수요만을 통제하여 두 주택재화 간의 관계를 살펴본다면 아파트와 비아파트는 대체 관계를 형성한다고 추측할 수 있다. 만약 아파트를 소유하는 것과 비아파트를 소유하는 것이 무차별하다면 개별 주택유형에 대한 투자수요는 아래와 같이 형성된다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{투자가치}}^{\text{아파트}}} > 0, \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{시장가치}}^{\text{아파트}}} < 0 \quad (\text{식 } 11) \\ \equiv \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{투자가치}}^{\text{비아파트}}} > 0, \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{시장가치}}^{\text{비아파트}}} < 0 \end{aligned}$$

하지만 가구의 축적된 부나 가구소득이 감소하거나 또는 주택시장 내 아파트 가격이 급격하게 상승하는 경우에는 아파트가 보다 좋은 주거환경, 투자유인을 제공해줌에도 불구하고 경제적 측면에서 아파트 소유에 대한 동인이 어려워질 것이며, 이러한 경우 아파트 소유에 대한 대안으로 비아파트 소유를 선택하게 될 것이다.

8) 항상소득 추정모형과 투자가치 및 시장가치 추정모형의 결과는 추정결과표가 방대한 연유로 지면의 제약상 본 논문에서 제시하지 않았음. 해당 추정모형 결과가 필요한 경우 저자에게 연락하기를 부탁드립니다.

9) 각각의 회귀 추정에서 있어서 일부 통제된 변인이 같으나 각각의 추정모형에서 통제된 변인의 성격에 따라 선형인 경우에는 더미형태로, 더미인 경우에는 선형형태로 변환하여 통제하였음.

10) 전세 및 월세 보증금을 월할(12개월×10)로 나눈 값에 월세를 더하여 활용하였음. 다만 해당 산출방법의 경우 과학적인 방법에 근거하기 보다는 부동산 시장의 통념에 근거했다는 점에서 다소 한계가 있음을 본 지면에서 밝힘.

11) 미국의 경우에는 단독주택(Single family house)이 아파트와 콘도미니엄(Apartment and Condominium)에 비하여 선호되어 아파트와 콘도미니엄이 차선 선택 옵션을 지닌다고 할 수 있음(Clark and Dieleman, 1996; Lee et al., 2000). 하지만 한국의 경우 반대로 아파트가 비아파트에 비해 선호되는 주거공간이므로 미국의 경우는 반대임.

$$\frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{투자가치}}^{\text{아파트}}} < 0, \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{시장가치}}^{\text{아파트}}} > 0 \quad (\text{식 } 12)$$

$$\neq \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{투자가치}}^{\text{비아파트}}} > 0, \frac{\partial \text{자가소유}}{\partial \beta_{\text{시장가치}}^{\text{비아파트}}} < 0$$

(식 11)과 (식 12)의 관계를 고려하면, 주택시장이 안정화된 시기에는 (식 11)의 추정 결과를 보일 것으로 예상되지만, 글로벌 금융위기와 같은 외부적 충격으로 인해 주택가격이 급격한 상승을 보이는 경우에는(〈그림 1〉 참조) (식 12)와 같은 관계가 성립될 것으로 예측된다.

V. 분석결과

1. 기초통계

〈표 2〉는 본 연구의 기초통계에 대해서 나타낸 표이다. 먼저 가구의 자가소유 결과를 살펴보면 주택유형 모두 50% 이상인 것으로 관찰되었다. 연령의 경우에는 조사시점에 근거하면 아파트에 거주하는 평균연령이 47~50세인 반면, 비아파트의 경우에는 52~57세인 것으로 분석되어 비아파트에 거주하는 경우 가구주의 연령이 비교적 높은 것으로 드러났다. 연령에 대한 집단 간 평균 차이에 대한 검정(T-검정¹²⁾)을 수행한 결과 1% 수준 이내에서 2006~2012년 모두 집단 간 차이가 있다고 나타나 주택유형에 따라

연령의 차이는 유의미하다고 할 수 있다. 상대적으로 젊은 연령층에서 아파트를 선호한다고 추론할 수 있는 결과이다. 성별의 경우, 남성 가구가, 배우자 유무는 기혼인 경우에 아파트에 거주하는 평균비율(남성: 80~88%, 기혼: 81~86%)이 비아파트에 대비해서(남성: 76~79%, 기혼: 63~74%) 높은 것으로 나타났다. 남성인 경우 경제적 능력이 보다 수월하다는 점에서(박종훈 · 이성우, 2013), 기혼인 경우에는 첫째, 미혼 또는 이혼 및 사별 집단에 비해 경제적 능력이 수월하다는 측면, 둘째, 가족의 안정성을 회구한다는 점에서 아파트에 거주하는 경우가 비교적 높은 것으로 나타났다(박종훈 · 이성우, 2013). 집단 간 평균 차이에 대한 검정을 연령과 동일하게 수행한 결과 남성, 기혼인 경우의 집단 간 차이도 1% 수준에서 통계적으로 유의미한 차이가 있음을 확인하였다.

가구소득은 아파트에 거주하는 가구의 평균이 관찰소득 기준으로 약 280~354만 원으로 나타났다으며, 비아파트에 거주하는 가구의 평균인 176~263만 원으로 관찰되었다. 위 결과는 상대적으로 아파트 거주가구의 소득이 비아파트 거주가구에 비해 높은 것을 짐작할 수 있다. 소득의 경우에도 아파트와 비아파트를 점유하는 집단 간에 차이가 존재함을 1% 수준 이내에서 확인할 수 있었다.

소득 외에 사회경제적 지표를 나타내는 교육

12) T-검정을 수행한 식은 아래와 같음.

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}} \times \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

수준, 직업수준, 종사상 지위에서도 아파트에 거주하는 가구의 교육수준, 직업수준, 종사상 지위가 대졸 이상, 전문직 및 준전문직, 정규직인 비율이 비아파트에 거주하는 가구의 비율보다 높

은 것으로 드러났다(교육수준1을 기준으로 아파트: 48~51%, 비아파트: 18~26%, 직업수준1을 기준으로 아파트: 10~16%, 비아파트: 4~9%, 종사상지위1을 기준으로 아파트: 52~56%, 비아파

〈표 2〉 기초통계

항목	아파트				비아파트			
	2006	2008	2010	2012	2006	2008	2010	2012
자가소유	0,6554	0,6709	0,6253	0,5034	0,5236	0,6326	0,5165	0,5912
연령	47,37	48,17	48,73	50,82	52,67	55,91	54,18	57,27
연령의 제곱	2,421,21	2,503,27	2,532,79	2,774,94	3,034,18	3,366,89	3,175,65	3,502,29
성별	0,8880	0,8838	0,8620	0,8264	0,7879	0,7876	0,7616	0,7772
배우자 유무	0,8645	0,8491	0,8192	0,8212	0,7197	0,7161	0,6348	0,7416
관찰소득	280,1550	300,7807	354,6169	333,3403	176,3388	192,9642	222,1166	263,2805
관찰소득제곱	119,929	128,616	192,542	161,357	53,724	60,895	79,336	100,705,72
항상소득	247,0911	271,3659	318,8185	311,9545	175,0209	189,9893	225,3932	260,6796
항상소득제곱	73,185	87,096	120,370	117,248	41,121	47,863	65,702	88,610
일시소득	33,0639	29,4148	35,7984	21,3858	1,3178	2,9748	-3,2767	2,6009
일시소득 제곱	27,778	24,568	43,975	27,588	13,688	13,088	18,624	12,435
교육수준1	0,5109	0,4902	0,5115	0,4805	0,2062	0,1795	0,2061	0,2630
교육수준2	0,3144	0,3470	0,3371	0,3406	0,3666	0,3496	0,3806	0,3704
교육수준3	0,1747	0,1628	0,1514	0,1789	0,4272	0,4709	0,4133	0,3666
직업수준1	0,1625	0,1509	0,1775	0,1010	0,0857	0,0462	0,0744	0,0527
직업수준2	0,4281	0,3819	0,4151	0,4711	0,2793	0,2398	0,2939	0,3581
직업수준3	0,4094	0,4671	0,4074	0,4278	0,6350	0,7141	0,6317	0,5892
종사상지위1	0,5337	0,5225	0,5254	0,5635	0,2807	0,2595	0,2836	0,3650
종사상지위2	0,2140	0,2076	0,2160	0,1761	0,3050	0,3138	0,2635	0,2863
종사상지위3	0,2523	0,2681	0,2585	0,2604	0,4143	0,4250	0,4529	0,3487
내구연수1	0,6026	0,6433	0,3979	0,4848	0,3380	0,3379	0,2204	0,2536
내구연수2	0,3781	0,3368	0,4456	0,4011	0,4235	0,4120	0,3408	0,3425
내구연수3	0,0193	0,0199	0,1565	0,1141	0,2368	0,2502	0,4387	0,4038
거주기간	4,8469	5,2477	5,7132	5,5217	9,8744	11,3311	10,0018	10,9740
주거만족도	0,8652	0,8220	0,8590	0,6780	0,7435	0,6878	0,7673	0,4736
투자가치	1,2251	1,2220	1,4751	1,3539	-6,3472	4,4006	15,8357	0,7919
시장가치	1,2295	1,2194	1,4381	1,1225	14,7073	4,1633	5,6968	0,8235
표본 수	11,777	11,743	14,352	18,230	14,888	11,214	14,631	11,041

주 : 1) 지면의 제약 상 통계의 표준편차는 본지에 담지 않았음. 추가적으로 필요한 경우 저자에게 연락을 부탁드립니다.

2) 투자가치와 시장가치는 모형에서 추정된 값의 비율을 제시한 것임(자가가치-자가가치 비율).

트: 26~36%). 이러한 분석결과는 소득과 마찬가지로 아파트 거주가구와 비아파트 거주가구의 사회경제적 수준이 일부 차이가 나는 것을 짐작할 수 있는 결과이다.

내구연수의 경우에는 비교적 아파트의 경우 비교적 건축연수가 비아파트에 비해 오래된 것으로 나타났다. 거주기간의 경우에는 아파트는 2006~2012년 모두 약 5년 수준인데 반해, 비아파트는 2배 가량인 약 10년 이상으로 나타나 비아파트에 거주하는 기간이 아파트에 비해 긴 것으로 드러났다. 투자가치와 시장가치의 경우, 아파트는 전반적으로 안정적인 경향을 보이는데 반해 비아파트의 경우에는 비교적 변동이 조사시점별로 큰 것으로 분석되었다.

2. 회귀분석

〈표 3〉과 〈표 4〉는 아파트와 비아파트의 주택 점유형태에 대한 분석결과이다. 각 모형별 Max-rescaled R-square 값은 아파트는 0.2671~0.3743, 비아파트는 0.5436~0.6255로 나타났다. 본 연구가 횡단면 분석인 점을 고려하면 개별모형이 가지는 설명력은 적합한 수준인 것으로 판단된다. 모형1(관찰소득 포함)과 모형2(항상소득과 일시소득)를 비교하면, 전반적으로 항상소득과 일시소득으로 구분하여 분석된 모형의 설명력이 우수한 것으로 나타났다.¹³⁾ 또한 항상소득 모형을 활용하는 것이 점유형태와 소득 간의

상관관계를 보다 강건하게 보여줄 수 있다. 연구모형의 목적과 통계적 우수성을 고려하여 본 연구에서는 항상소득과 일시소득이 포함된 모형을 중심으로 주택 점유형태 결정요인을 서술하고자 한다.

인구학적 특성을 살펴보면 아파트와 비아파트 모두 가구주 연령이 증가할수록 자가소유에 긍정적인 것으로 나타났다. 그러나 이러한 영향은 가구주의 연령이 증가할수록 가구규모 및 소득의 감소로 인해 자가소유에 대한 영향력이 저감(=연령의 제곱)하는 것으로 나타나 박천규 외(2013)의 연구결과와 동일한 연구결과를 얻었다. 가구주의 성별은 아파트와 비아파트 모두 남성에 비해 여성인 경우 전반적으로 자가소유에 긍정적인 것으로 드러났으나, 아파트의 경우에는 통계적 유의성을 확보하지 못하였다. 비아파트의 경우에는 아파트에 비해 낮은 경제적 가치로 주택소유가 전반적으로 용이하다는 점에서 여성의 주거안정에 따른 자가소유가 유의미하게 나타났다. 아파트의 경우 높은 매매가격으로 자가소유를 위한 실물자산 축적의 수월성이 남성이 유리하지만 여성의 주거안정을 위한 소비수요가 영향력을 일부 상쇄하였기 때문에 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 추측된다(박종훈 · 이성우, 2013; Lee and Myers, 2003). 결혼 여부의 경우에는 기혼인 경우에 그렇지 않은 경우에 대비하여 아파트와 비아파트 모두 자가소유 확률이 높은 것으로 드러났다. 기혼인 경

13) 우도비 검증(Likelihood ratio test)을 통해 모형을 비교하는 것은 통제변인이 소득 부분이 관찰소득과 항상소득과 일시소득으로 달라 모형의 적합성을 비교하는 데 무리가 있다. 이러한 점을 고려하고 모형별 parameter coefficient값의 차이가 없는 바, Max-rescaled R-square를 이용해 비교하였음.

우에는 향후 자녀의 출생으로 인해 기대되는 가 에서 자가소유에 긍정적인 것으로 판단된다
 구규모의 증가와 주거안정성을 회구한다는 점 (박선영 외, 2005).

〈표 3〉 로짓분석 결과(아파트)

항목	2006		2008		2010		2012	
	모형1	모형2	모형1	모형2	모형1	모형2	모형1	모형2
절편	-3.8059***	-2.7308***	-3.8778***	-2.6085***	-2.9368***	-2.4498***	-4.3854***	-3.9214***
연령	0.0980***	0.0799***	0.1133***	0.0878***	0.0789***	0.0697***	0.0888***	0.0804***
연령의 제곱	-0.0006***	-0.0005***	-0.0008***	-0.0005***	-0.0005***	-0.0003***	-0.0005***	-0.0004***
성별	-0.1467	-0.1956*	0.0017	-0.032	-0.0798	-0.0981	-0.0529	-0.0638
배우자 유무	1.1307***	1.0341***	0.7502***	0.5762***	0.786***	0.6904***	0.6595***	0.5682***
관찰소득	0.0015***		0.0021***		0.0012***		0.0029***	
관찰소득제곱	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
항상소득		0.0033***		0.0040***		0.0016***		0.0036***
항상소득제곱		0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***
일시소득		0.0013***		0.0016***		0.0012***		0.0027***
일시소득제곱		0.0000**		0.0000***		0.0000***		0.0000***
교육수준1	0.4441***	0.2418	0.4596***	0.2214**	-0.0517	-0.1206	0.4320***	0.3563***
교육수준2	0.4856***	0.3294***	0.4302***	0.2676***	0.0719	-0.0167	0.3445***	0.2677***
직업수준1	0.0031	-0.0467	0.0429	0.0148	-0.0824	-0.0017	0.0680	0.1288
직업수준2	-0.0635	-0.1025	-0.0641	-0.0942	-0.0606	-0.0789	0.0787	0.0634
총사상지위1	0.3441***	0.1281	0.3242***	0.1193	0.5144***	0.4116***	0.4321***	0.3371***
총사상지위2	0.4417***	0.2257**	0.4366***	0.2723***	0.3753***	0.3480***	0.4696***	0.4061***
내구연수2	-0.0894*	-0.0857*	-0.3924***	-0.3817***	-0.0874**	-0.0854**	0.2878***	0.2863***
내구연수3	-0.5099***	-0.4686***	-0.7619***	-0.7743***	-0.7725***	-0.7566***	0.278***	0.2836***
거주기간	0.2043***	0.2027***	0.1728***	0.1721***	0.1983***	0.1987***	0.1458***	0.1454***
주거환경만족도	0.3531***	0.3537***	0.1741***	0.1827***	0.4164***	0.4237***	0.2868***	0.2898***
투자가치	4.0401***	3.8550***	-1.2238***	-1.3641***	-2.9935***	-3.0233***	0.9447***	0.9284***
시장가치	-4.9214***	-4.8401***	0.5149	0.5735*	2.2457***	2.2735***	-2.4817***	-2.4782***
R-square	0.3016	0.3029	0.2671	0.268	0.3715	0.3743	0.3053	0.3048
Likelihood Ratio	2,901.65***	2,915.72***	2,523.12***	2,532.16***	2,523.12***	2,532.16***	4,329.3***	4,321.08***
표본 수	11,777	11,777	11,743	11,743	14,352	14,352	18,230	18,230

주 : 1) 모델1은 관찰소득을, 모델2는 항상소득과 일시소득을 포함한 모형임.

2) 표의 R-square는 Max-rescaled R-square 값임.

3) *** p<.01, ** p<.05, * p<.10.

〈표 4〉 로짓분석 결과(비아파트)

항목	2006		2008		2010		2012	
	모형1	모형2	모형1	모형2	모형1	모형2	모형1	모형2
절편	-6.4413***	-5.8135***	-5.0859***	-4.0026***	-5.6959***	-5.0091***	-4.3204***	-3.3957***
연령	0.1572***	0.1409***	0.1456***	0.1167***	0.1179***	0.0995***	0.1135***	0.0928***
연령의제곱	-0.0010***	-0.0009***	-0.0009***	-0.0006***	-0.0006***	-0.0004***	-0.0006***	-0.0004**
성별	0.2650***	0.2459***	-0.2495**	-0.2488**	-0.2678***	-0.2710***	-0.1688**	-0.1836**
배우자유무	0.4546***	0.3788***	0.4657***	0.2638**	0.6910***	0.5593***	0.3995***	0.2633***
관찰소득	0.0028***		0.0027***		0.0024***		0.0038***	
관찰소득제곱	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
항상소득		0.0045***		0.0057***		0.0039***		0.0054***
항상소득제곱		0.0000**		0.0000		0.0000		0.0000***
일시소득		0.0020***		0.0018***		0.0019***		0.0024***
일시소득제곱		0.0000***		0.0000*		0.0000***		0.0000
교육수준1	-0.1006***	-0.3004***	-0.0113	-0.3827***	-0.1663*	-0.3662***	-0.0824	-0.2618**
교육수준2	-0.2174***	-0.2999***	-0.2724***	-0.4296***	-0.1781***	-0.2575***	-0.3274***	-0.4240***
직업수준1	-0.6042***	-0.7201***	-0.3406**	-0.6028***	-0.2068**	-0.3604***	-0.1718	-0.3717***
직업수준2	-0.7316***	-0.7979***	-0.7198***	-0.8143***	-0.3603***	-0.4039***	-0.2305***	-0.2680***
종사상지위1	0.4978***	0.3872***	0.6296***	0.4451***	0.4855***	0.3941***	-0.0990	-0.2283***
종사상지위2	0.6407**	0.5395**	0.9136***	0.7846***	0.7796***	0.6750***	0.6242***	0.4863***
내구연수2	-1.2001***	-1.2136***	-0.8358***	-0.8492***	-0.8869***	-0.8993***	-0.6654***	-0.6862***
내구연수3	-1.7768***	-1.7840***	-0.8389***	-0.8314***	-1.2612***	-1.2751***	-0.8512***	-0.8746***
거주기간	0.2137***	0.2136***	0.1839***	0.1831***	0.1966***	0.1962***	0.1986***	0.1976***
주거환경만족도	0.0879	0.0387	0.4508***	0.4460***	0.3481***	0.3545***	0.6599***	0.6485***
투자가치	0.0001	0.0001	-0.0098***	-0.0097***	0.0000	0.0000	0.2254***	0.2325
시장가치	0.0010***	0.0010***	-0.2030***	-0.2082***	-0.0269***	-0.0263***	-1.1968***	-1.2541***
R-square	0.6041	0.6048	0.5436	0.5469	0.6025	0.6033	0.6255	0.6244
Likelihood Ratio	8,939.62***	8,954.03***	5,540.56***	5,583.86***	8,695.52***	8,711.70***	7,725.16***	7,705.87***
표본 수	14,888	14,888	11,214	11,214	14,631	14,631	11,041	11,041

주 : 1) 모델1은 관찰소득을, 모델2는 항상소득과 일시소득을 포함한 모형임.
 2) 표의 R-square는 Max-rescaled R-square 값임.
 3) *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .10$.

아파트와 비아파트 모두 자가소유에 관찰소득, 항상소득, 일시소득의 관계는 통계적 유의성을 확보한 정(+)의 관계인 것으로 나타났다. 소득 간의 관계는 추정된 파라미터 값의 크기가

항상소득>관찰소득>일시소득의 순으로 나타나 변인설명에서의 예측과 일치하는 것으로 드러났다. 위 분석결과를 통해 가구의 항상소득은 가구의 점유형태 결정에 주요한 영향을 미치는 것을 확인하였다. 소득에 대한 소득생애주기를 감안하여 통제된 소득의 공급변인은 자가소유에 미치는 영향력이 미미한 것으로 드러났다.

교육수준과 직업수준이 미친 영향력은 주택유형별로 상이하게 나타났다. 먼저 교육수준의 경우에는 일부 통계적 유의성을 상실한 연도가 확인되지만 아파트의 경우 전반적으로 높은 교육수준을 가진 집단이 그렇지 않은 집단에 대비하여 아파트 소유에 수월한 것으로 나타났지만 비아파트의 경우에는 반대의 결과로 나타났다. 직업수준을 분석한 결과에서는 아파트는 모든 시점에서 자가소유에 대한 통계적 유의성을 확보하지 못하였다. 비아파트의 경우에는 직업수준이 낮은 경우에 대비하여 높은 경우에 자가소유와 부(-)의 관련성을 보이는 것으로 드러났다. 종사상 지위의 경우, 아파트와 비아파트 모두 전반적으로 종사상 지위가 안정된 경우가 그렇지 않은 경우와 비교하여 자가소유에 정(+)의 관련성을 보이는 것으로 관찰되었다. 해당 결과는 종사상 지위가 안정적인 경우에 노동 시장에서 한계(margin)에 위치한 집단에 대비하여 주거 안정성이 우월하기 때문인 것으로 판단된다.

주택 내구연수의 경우, 아파트와 비아파트 모두 내구연수가 길지 않은 경우 내구연수가 긴

경우에 대비하여 자가소유에 긍정적인 것으로 분석되어 일반적인 통념과는 다른 결과가 도출되었다. 이는 시장 내 주택가격과는 무차별하게 가구의 신규 주택소유에 대한 수요가 높음을 나타내는 결과라고 할 수 있다. 하지만 아파트의 경우에는 2012년에 일반적인 인식과 동일한 결과로 부호가 전환되었다. 이러한 배경에는 해당 시점에서는 아파트 소유에 있어 개인적 선호보다는 외부 경기변동의 경험에 따라 가격을 고려한 합리적 주택 구매로 변화한 것으로 추측된다. 하지만 해당 부분에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다고 생각된다. 거주기간과 주거환경에 대한 만족도는 모두 자가소유와 정(+)의 상관관계를 보이는 것으로 분석되었다.

투자수요를 반영한 투자가치와 시장가치¹⁴⁾의 경우에는 아파트와 비아파트 시장에서 확연한 차이를 보이는 것으로 드러났다. 아파트에 대한 투자가치는 주택 가격 상승기인 2006년에는 자가소유에 정(+)의 관계를 보이다가 주택 시장이 침체에 접어든 2008~2010년에는 자가소유에 부(-)의 영향력을 보이는 것으로 나타났으며, 이후 주택 시장이 안정화된 2012년에는 정(+)의 영향력을 복원하는 것으로 드러나 앞선 (식 12)의 예측과 동일하게 나타났다. 위 결과는 2006년까지는 아파트의 자가소유 가치가 차가점유 가치보다 우월하였지만 글로벌 금융위기 발생 여파로 2008년, 2010년에는 차가점유 가치가 자가소유 가치에 비해 우월하였음을 의미한다.

14) 투자수요에 대한 영향력을 확인하는 경우, 투자가치와 함께 시장가치를 통제하는 이유는 분석결과에서 생기는 편향(bias)을 보정하기 위해서임. Lee et al.(2000)의 연구에서 실증적으로 분석한 결과를 제공하고 있으므로 해당 논문을 참고하기 바람.

2012년에는 다시 아파트에 소유에 대한 선호가 다시 회복되었지만 과거 가격하락 추세를 경험한 가구의 투자가치는 글로벌 금융위기 이전 수준을 회복하지 못하는 것으로 나타났다. 시장가치는 2006년에 자가 소유에 부(-)의 영향을 보였다가 2008년과 2010년에 정(+)의 영향을 보이는 것으로 나타났으며 2012년에는 다시 부(-)의 방향을 보이는 것으로 나타났다. 시장가치의 개념을 고려하면 2008년과 2010년 주택시장이 다소 불안정한 경우에는 아파트에 대한 투자적 관점에서의 소유 가치가 낮아지며, 가구는 아파트를 소유하기보다는 차가점유를 선택한다고 볼 수 있다.

비아파트 소유에 대한 투자가치와 시장가치는 아파트의 분석결과와는 상이하게 도출되었다. 먼저 비아파트의 투자가치가 자가소유에 미치는 영향은 2006년부터 2010년 사이에는 전반적으로 영향력이 적은 것으로 분석되었다. 아파트 분석결과와 상이한 이유는 비아파트의 자가 가치와 차가가치의 차이가 크지 않다는 것을 의미한다. 비록 2012년에는 일반 주택시장에서의 자가소유에 대해 투자가치가 정(+)의 관계를 나타내지만 통계적 유의성을 확보하지 못한 것으로 드러났다. 시장가치의 경우에는 2006년에는 자가소유에 대해 정(+)의 상관관계를 보였지만 그 이후에는 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 2008년부터 2012년까지의 시장가치 변인에 대한 결과는 주택 시장 내에서 비아파트에 대한 가치가 높지 않기 때문에 비교적 수월

하게 자가 소유가 가능하게 하는 요인으로 풀이되며, 이러한 요인은 차가 점유가 비아파트 시장에서는 주도적으로 나타나지 않음을 의미한다.

구체적으로 주택유형별 투자수요의 변화를 투자가치를 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 아파트의 경우에는 투자수요가 2006년까지는 존재하였다가 2008~2010년에 투자수요가 실종되었지만, 이후 아파트에 대한 투자수요가 다시 개선되는 것으로 분석되었다. 투자수요의 변화는 주택시장을 둘러싼 대외적 변화와 연관이 있는 것으로 판단된다. 아파트 가격의 지속적인 상승 추세로 인한 부동산 불패에 대한 가구의 믿음, 주택시장 활성화를 위한 유동성 확대 정책(낮은 이자율, 완화된 LTV, DTI)은 가구의 투자수요를 견인하는 요인으로 드러났다. 하지만 2008년 글로벌 금융위기로 인한 아파트 가격의 하락은 투자차익을 추구하기 어려운 연유로 아파트에 대한 투자수요를 감소시킨 것으로 추측된다. 이러한 영향이 2008년과 2010년에 아파트의 투자가치 감소에 따라 자가소유보다는 차가점유를 선호하는 결과가 관찰된 것으로 판단된다. 2012년에는 주택시장 활성화를 위한 적극적 조치¹⁵⁾가 투자수요의 개선을 이끈 것으로 나타났지만, 추정된 파라미터 값을 2006년과 간접적으로 비교하면 여전히 글로벌 금융위기의 타격이 시장 내 잔존함을 추론할 수 있다(2006년의 β 값: 3.8550 > 2012년의 β 값: 0.9447). 반대로, 비아파트의 투자가치는 자가소유에 미치는 영향력이 크지 않은 것으로 드러났다. 분석결과는 비

15) 양도세 중과폐지, 주택 장기보유 공제, DTI 및 LTV의 조건 완화 등의 다양한 주택정책을 시행하였음.

아파트의 경우 소유에 있어 자본이득에 따른 투자매력이 없다고 추측할 수 있다. 즉 아파트의 경우에는 투자수요가 존재하지만 비아파트의 경우에는 투자수요보다는 소비수요가 존재할 개연성이 높음을 나타낸다. 글로벌 금융위기 시점 전후의 주택 시장가격의 변화와 투자가치의 파라미터 값의 변화 폭을 관찰하면, 주택가격에 아파트는 상대적으로 민감한 탄력적인 재화의 성격을, 비아파트는 비탄력적인 재화의 성격을 지니는 것으로 파악된다. 따라서 아파트는 대외 경기변동에 민감하게 반응하는 것을 확인할 수 있었으며, 향후 예상하지 못한 대외변화가 나타나는 경우 아파트 시장에 대한 즉각적인 안정 조치가 필요하다고 볼 수 있다. 또한 아파트 시장의 변동을 대체하기 위한 방안으로 가격 변화에 민감하지 않은 비아파트 시장을 활용하는 방안에 대한 연구도 추가적으로 필요하다.

한편, 가격에 민감하다는 것은 주택유형 선택에 있어 경제적 조건이 변화하는 경우 대체재를 선택할 개연성이 높다는 것을 암시한다. 만약 주택매매가격이 급격하게 상승한다면, 자금(finance) 여유가 부족한 가구의 경우에는 주거편익이 높은 아파트를 소유하기 보다는 비아파트를 선택할 가능성이 높다고 할 수 있다. 상기의 설명은 투자가치에 대한 한계효과 도출¹⁶⁾을 통해 보다 명확히 확인할 수 있다(〈표 5〉 참

조). 아파트의 투자가치 변화를 살펴보면, 2006년에는 자가소유에 대한 투자가치의 한계효과는 5.09%로 나타났으나 글로벌 금융위기 이후 투자수요가 급격하게 감소(2006년: -1.61% → 2010년: -7.33%)했음을 한계효과를 통해 확인하였다. 이후 2012년에는 2.58%로 다시 양(+)의 효과가 나타나는 것으로 관찰되었다. 비아파트의 경우, 2008년에 투자가치의 한계효과가 5.32%로 나타났는데 이를 아파트의 한계효과와의 변화와 비교해 보면 아파트에 대한 투자수요가 비아파트로 전가되었다는 것을 확인할 수 있다. 이를 통해 두 재화 간 대체재적 관계가 성립함을 일부 확인할 수 있다.

〈표 5〉 투자가치의 한계효과

주택유형	2006년 (%)	2008년 (%)	2010년 (%)	2012년 (%)
아파트	5.09	-1.61	-7.33	2.58
비아파트	0.00	5.32	0.00	1.90

VI. 결론

글로벌 금융위기와 같은 대외 경제의 변화는 주택시장의 불안정성을 해소하기 위해서는 정부의 효과적인 주택정책의 입안이 요구된다. 주택정책의 효율성을 담보하기 위해서는 주택시

$$\begin{aligned}
 16) \quad \frac{\partial \text{Prob}(y=1)}{\partial x_k} &= \frac{e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{(1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k})} \times \frac{1}{(1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k})} \beta_k \\
 &= P(1-P)\beta_k
 \end{aligned}$$

장의 수요에 대한 이해가 선행됨과 동시에 시장의 변화에 호응하는 대안을 제시하는 것이 필요하다. 하지만 글로벌 금융위기와 같이 대외환경 변화 속에서 주택시장에서 나타나고 있는 주택 유형별 투자수요와 주택유형 간의 경제적 관계(대체재 또는 보완재 여부)에 대해 통합적으로 다룬 연구는 드문 실정이다. 따라서 주택유형별로 주택에 대한 투자수요를 살펴보고 대내외적 여건 변화를 고려하여 진행한 본 연구는 향후 주택시장 연구에서 주택시장에 기민하게 반응할 수 있는 기초적 연구로 활용될 것으로 기대된다.

본 연구에서는 주택 점유형태 연구 모형 정립에 필요한 정보가 다수 포함된 주거실태조사 자료를 활용하였다. 본 연구의 시간적 범위는 글로벌 금융위기 시점을 기준으로 전·후 연도인 2006~2012년이다. 해당 시간 범위 내에서 글로벌 금융위기에 따른 주택유형별 시장의 충격 및 회복성을 살펴볼 수 있다. 투자가치 및 시장가치가 점유형태에 미치는 영향이 주택유형별 성격에 따라 이질적으로 나타난다는 점에서 본 연구는 이항로짓 모형을 활용하여 분석하였다. 본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 주택유형에 따라 글로벌 금융위기와 같은 외부적 요인, 금리 변화와 같은 정부의 거시 정책 및 서민 주거안정을 위한 미시정책과 같은 정책적 요인에 의해 주택의 투자수요가 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 아파트 시장의 경우 투자가치는 자가소유와 2006년에는 정(+)의 관계를 보이다가 2008년과 2010년에는 부(-)의 관계로 전환되어 글로벌 금융위기와 같은

대외경제적 충격이 아파트의 투자수요에 부정적 영향을 미친 것으로 분석되었다. 하지만 2012년 주택시장 진작을 위한 다양한 정책의 입안은 아파트시장의 투자수요를 일부 복원하는 것으로 드러났다.

둘째, 비아파트의 경우에는 주택시장에서 내외부적 충격이 큰 시기에 아파트 시장의 대체 관계를 나타내는 것으로 분석되었다. 아파트의 투자가치가 부(-)의 효과를 나타냈던 2008년과 2010년의 경우 일반 주택의 투자가치는 정(+)의 관련성을 보이고 있어 경제불황과 아파트 시장에서의 가격변화가 크게 나타나는 경우 간접적으로 비아파트의 투자가치가 높아지는 것으로 예측되었다.

셋째, 아파트의 경우 외부적 요인인 글로벌 금융위기 이후 투자수요의 변화가 크게 나타나 주택시장 가격 변화에 민감한 재화로 판단되며, 비아파트의 경우에는 비교적 주택시장 가격 변화에 덜 민감한 성격을 지니는 것으로 분석되었다. 상기 분석결과는 아파트는 투자수요가 나타내는 재화임을 보여주는 결과이며, 비아파트는 비교적 투자수요가 높지 않게 나타난다고 풀이할 수 있다.

글로벌 금융위기 이후 주택시장의 변화를 살펴본 본 연구결과에 근거하면, 주택유형에 따른 가구의 수요성격이 일부 상이함을 알 수 있었다. 따라서 주택시장에서 고착화된 아파트와 비아파트의 이질적 성격을 감안하면, 향후 우리나라에서 고려해야 할 주택정책은 지금까지의 포괄적인 주택정책과는 달리 주택유형별로 차별적인 정책적 접근 방식이 요구된다. 아파트의

경우에는 투자수요에 민감하게 반응하는 주택 재화인 반면 비아파트의 경우에는 그렇지 않은 것으로 드러났다. 이러한 결과는 자금의 유동성이 아파트에 집중되고 있는 것을 추측할 수 있다. 아파트 중심의 주택공급 정책은 아파트에 대한 투자수요를 지속적으로 야기할 수 있는 문제점으로 지적될 수 있다. 한편으로 비아파트에 대한 주택시장의 투자수요 변화는 주택유형 측면에서 가구의 선호가 크지 않은 것으로 예측할 수 있으며, 향후에는 수요가 줄어들어 점차 주택 자체가 낙후될 개연성이 존재한다. 이러한 현상이 지속된다면 향후 아파트 시장과 비아파트 시장 간에는 주거 환경적 격차가 발생할 가능성이 존재한다. 따라서 아파트 시장에 대해서는 안정적인 투자수요와 소비수요가 혼재될 수 있는 아파트 시장 안정화 정책이 도입되어야 하며, 비아파트 시장에 대해서는 가구의 선호가 증가할 수 있는 정책이 마련되는 것이 필요하다고 하겠다.

본 연구는 주택 시장의 점유형태에 미치는 요인들을 주택유형별로 살펴보았으며, 특히 기존 연구에서 통제되지 않았던 투자수요 변인을 추정하여 이를 주택시장 연구에 활용하였다는 점에서 주택 연구 발전에 기여할 수 있다고 판단된다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 일부 한계를 지니고 있다. 먼저, 자료의 시기별 일치성 문제이다. 본 연구에서 활용한 주거실태조사 자료는 일부 조사항목이 연차별로 일치하지 않는 경우가 있다. 상기 문제는 김준형·신재섭(2016)의 연구에서도 언급하였듯이 2012년 자료에서 이전·이후 연도와와의 연속성을 담보하지 못하는 데 기인한다. 주거실태조사 자료의 활용성을

제고하기 위해서는 인구주택총조사와 같이 연속성을 담보할 수 있는 형태로 조사가 이루어지는 것이 필요하다. 아울러 주택시장에서 자가소유에 대한 수요가 지역별로 차별적이라는 점을 감안하면, 본 연구에서는 지역별 주택시장의 특성을 반영하지 못한 한계가 있다.

일괄된 주택정책은 아파트와 비아파트의 재화 성격에 따라 다르게 반응하여 정부의 주택시장에 대한 정책적 신호를 교란할 가능성이 존재한다. 주택유형에 따른 투자수요가 상이하게 나타난다는 점에서 주택유형별로 주택시장 정책이 도입되는 것이 필요하다. 따라서 후속적인 연구가 요구된다고 하겠다. 후속 연구는 상술한 한계점과 본 연구의 필요성에 공감하여 보다 세부적으로 연구가 진행되어 주택시장 내 주거수요의 다변화에 대응하는 것이 필요하다고 판단된다.

참고문헌

1. 강은택·마강래, 2009, 「주택점유 및 보유형태 선택의 요인분석에 관한 연구」, 『주택연구』, 17(1): 5-22.
2. 김성용·조주현, 2017, 「금융위기 이후 분가가구의 주택점유형태 결정에 관한 연구」, 『부동산·도시연구』, 9(2): 47-65.
3. 김주영·유승동, 2013, 「가구특성이 주택점유형태와 주택유형 선택에 미치는 영향 분석-생애주기상 가구원수 변화와 가구의 경제적 특성을 중심으로-」, 『주택연구』, 21(4): 61-86.
4. 김준형·신재섭, 2016, 「주택가격 하락 시기의 자가소유·소비수요와 투자수요의 구분을 중심으로」, 『국토계획』, 51(1): 153-167.

5. 김준형 · 최막중, 2009, 「지역주택가격이 임차가구의 점유형태와 주거입지 이동에 미치는 영향」, 『국토계획』, 44(4): 109-118.
6. 김준호, 2016, 「소득계층 및 주택점유형태별 주거만족도에 관한 연구」, 『부동산 · 도시연구』, 9(1): 95-111.
7. 남영우 · 최민섭, 2007, 「국민임대주택 주거만족도의 영향요인에 대한 연구」, 『부동산학연구』, 13(3): 89-103.
8. 박선영 · 신종철 · 오동훈, 2005, 「소비가치가 주택유형 선택행동에 미치는 영향에 관한 연구」, 『국토계획』, 40(1): 75-91.
9. 박종훈 · 이성우, 2013, 「수도권에 거주하는 자가가구주의 거소불일치 선택 요인」, 『서울도시연구』, 14(1): 1-22.
10. 박종훈 · 이성우, 2016, 「주택의 투자가치와 시장가치의 변화가 가구의 점유형태 결정에 미치는 영향에 관한 연구: 아파트 유형을 중심으로」, 『국토연구』, 91: 19-40.
11. 유지열, 2002, 「우리나라의 정보격차에 관한 지수(Index) 접근 연구」, 『한국사회학』, 36(1): 223-246.
12. 윤성현, 2011, 「주택경기 변동이 주택점유형태 선택에 미치는 영향」, 단국대학교 박사학위논문.
13. 이성우 · 윤성도 · 박지영 · 민성희, 2005, 『로짓 · 프라빗모형 응용』, 박영사.
14. 이용래 · 정의철, 2016, 「가구소득의 변동성이 주택점유형태 및 자가 주택수요에 미치는 영향 연구」, 『부동산학 연구』, 22(1): 41-55.
15. 이채성, 2012, 「주택점유상태와 주택형태에 따른 기혼자의 주거 만족도」, 『한국주거학회논문집』, 23(1): 9-17.
16. 정의철, 2002, 「도시가구의 주택점유형태 및 주택유형선택에 관한 연구」, 『주택연구』, 10(1): 5-31.
17. 진홍철 · 강동우 · 이성우, 2010, 「수도권 자가점유 및 점유성향의 변화 특성」, 『국토연구』, 66: 73-91.
18. 최막중 · 임영진, 2001, 「가구특성에 따른 주거입지 및 주택유형 수요에 관한 실증분석」, 『국토계획』, 36(6): 69-81.
19. 최유미 · 남진, 2008, 「서울시 가구특성별 주거선택요인에 관한 연구」, 『국토계획』, 43(3): 195-210.
20. 황광선, 2013, 「주택 점유형태에 따른 주거환경과 주거만족 연구」, 『서울도시연구』, 14(1): 57-72.
21. Box, G. E. P. and D. R. Cox, 1964, "An analysis of transformations," *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 26(2): 211-252.
22. Clark, W. A. V. and F. M. Dieleman, 1996, *Households and Housing: Choice and Outcomes in the Housing Markets*, New York: Routledge.
23. Diaz-Serrano, L, 2005, "On the negative relationship between labor income uncertainty and home ownership: Risk-aversion vs. credit constraints," *Journal of Housing Economics*, 14(2): 109-126.
24. Goodman, A. C. 1988, "An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand," *Journal of Urban Economics*, 23: 327-353.
25. Henderson, J. V. and Y. M. Ioannides., 1983, "A model of housing tenure choice," *The American Economic Review*, 73(1): 98-113.
26. Ioannides, Y. M. and S. S. Rosenthal, 1994, "Estimating the consumption and investment demand for housing and their effect on housing tenure status," *Review of Economics and Statistics*, 76(1): 127-141.
27. Johnston, J., 1984, *Econometric Methods*, 3rd ed, New York: McGraw-Hill.
28. Kim, T. K., M. W. Horner, and R. W. Marans, 2005, "Life cycle and environmental factors in selecting residential and job locations," *Housing Studies*, 20(3): 457-473.
29. Lee, S. W., D. Myers, and H. S. Park, 2000, "An econometric model of homeownership: Single-family and multi family housing option," *Environment and Planning A*, 32(11): 1959-1976.
30. Lee S. W., and D. Myers, 2003, "Local Housing market effects on tenure choice," *Journal of*

Housing and the Built Environment, 18(2): 129-157.

31. 국토교통부, 주거실태조사(2006, 2008, 2010, 2012).
32. 국민은행 부동산 통계, <http://nland.kbstar.com> (accessed 9월 25일, 2016년).

논문 접수일 : 2018년 9월 27일
 심사(수정)일 : 1차 2018년 11월 15일
 2차 2018년 11월 28일
 게재확정일 : 2018년 11월 29일

국문초록

본 연구의 목적은 글로벌 금융위기 시기 전후의 주택유형별 투자수요 변화가 자가소유에 미치는 영향을 살펴보는 데 있다. 특히, 주택시장 내 투자수요 변화를 관찰하기 위해 주택유형에 따른 투자가치와 시장가치를 추정하여 분석모형에 활용하였다. 본 연구에서는 대외적 경기변동이 주택 점유형태에 미치는 영향이 주택유형별로 차별적으로 나타나는 것을 살펴보고자 아파트와 비아파트 시장으로 구분하여 분석을 수행하였으며, 그 요인을 규명하기 위해 이항 로짓모형을 적용하였다. 본 연구에서는 가구 특성 및 주택의 다양한 특성을 반영하기 위해 통계청에서 제공하는 주거실태조사를 활용하였으며, 시간적 범위는 글로벌 금융위기 전후 시점을 포함하는 2006년부터 2012년까지이다. 분석결과, 아파트 시장은 2006~2012년 사이에 금융위기로 인한 투자수요의 변화가 나타났으나 비아파트의 경우에는 영향력이 크지 않은 것으로 드러나 주택유형별로 투자수요의 변화가 차별적인 것을 확인하였다. 특히, 투자가치 변화를 통해 아파트는 주택가격에 민감하게 반응하는 탄력적인 성격을, 비아파트의 경우는 아파트에 비해 비탄력적인 성격을 가졌다는 것을 확인할 수 있었다. 본 연구의 의의는 첫째, 글로벌 금융위기 전후의 주택유형별 투자수요의 변화를 투자가치, 시장가치 변인을 개발하여 활용하였다는 점과, 둘째, 주택유형별로 대외적 변화에 대한 투자수요가 차별적으로 형성되었다는 데 있다.

주제어 : 투자수요, 주택유형, 주택 점유형태, 글로벌 금융위기, 주택시장

