

# 주택 투자심리 변화가 주택시장 구조 변화에 미치는 영향

Measuring Investment Psychology and Structural Changes in Korean Residential Property Market

조경준            NH농협은행 카드기획부 대리  
Jo Kyungjune    Senior Assistant, Card Risk Management,  
NH Bank  
(wisewhite@gmail.com)

## 목 차

- I. 서론
- II. 선행연구
- III. 주택시장 현황과 투자심리
  - 1. 우리나라 주택시장 현황
  - 2. 투자심리 측정 모형
- IV. 주택시장의 구조적 변화 실증분석
- V. 결론

## I. 서론

1997년 외환위기 이후 2000년대 초반부터 경기가 회복되면서 주택자산을 통해 자본차익을 얻으려는 투자행태가 활발하게 일어났는데 이러한 가계의 자본차익 추구행위는 레버리지 효과를 통해 확장되었다. 은행권의 전체 여신 가운데 주택대출 비중은 1990년대 중반부터 2002년까지 평균 30% 정도였다. 그 후 부동산 가격의 상승과 함께 은행의 총 대출 중 주택대출 비중이 점차 높아져 2012년 9월 말 현재 전체 가계신용 882조 4천억 원 중 45.2%인 398조 9천억 원이 주택대출이다.

지속적으로 급증하는 가계 부채는 우리나라 경제에 큰 부담이 되고 있다. 특히 주택 관련 대출에서는 ‘집을 보유한 가난한 사람’을 의미하는 하우스푸어에 대한 문제가 심각하다. 하우스푸어에 대한 정의는 기관과 목적에 따라 조금씩 다르다. 금융위원회는 2012년 9월 기준 매입가 대비 아파트 가격이 10% 이상 하락한 주택을 보유한 16만 7천 가구 중 주택담보대출 보유가구인 9만 8천 가구를 하우스푸어로 정의한 반면 금융연구원은 소득의 60% 이상을 원리금 상환에 사용해야 하는 잠재적 하우스푸어를 57만 가구로 추산하였다(정예진, 2012). 또한 KB금융지주 경영연구소는 2011년 말 기준으로 적게는 45만 7천 가구, 많게는 65만 가구로 집계하여 주택 관련 대출에 따라 위축되는 민간경제에 우려가 심각한 수준에 이르게 되었다(김유경, 2012).

가계의 주택수요는 다양한 요인에 영향을 받지만 전통적인 주택수요이론에서는 보유자산, 항상소득, 주택보유비용, 가구특성 등에 의하여 결정된다. 이러한 주택수요는 임차 또는 구입의 두 가지 행태적 측면으로 나타나는데 만일 가계가 자산적 가치를 통한 부의 증가를 목적으로 하지 않고 공간서비스만을 이용하고자 하는 경우에는 주택을 임차로 수요하고 자

본적 이득과 공간서비스에 대한 동시적 이용을 추구할 경우에는 주택을 구입하여 공간적 가치와 자산적 가치를 동시에 함유하게 된다.

본 논문의 목적은 외환위기 이후의 우리나라 주택 가격 급등의 원인을 주택 투자심리의 측정을 통해 찾아내고 시장과 가계행동과의 관계 연구를 목적으로 한다. 또한, 2008년 9월 글로벌 금융위기를 기점으로 가계행동의 변화(주택시장에서의 구조적 변화)에 대하여 분석한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 본 논문과 관련이 있는 기존의 연구들을 소개하고 차이점을 기술한다. 제III장에서는 우리나라 주택시장의 현황과 주택 투자심리 측정을 위한 모형을 제시한다. 제IV장은 실증분석 파트로 단위근 검정, 단절점 검정, 그랜저 인과관계 검정, 공적분 검정을 포함한다. 단위근 검정을 통해 제시된 자료의 시계열적 안정성을 검정하고, 단절점 검정을 통해 글로벌 금융위기 발발 시점이 실제 주택시장에서의 구조적 변화 시점인가를 관찰하며, 그랜저 인과관계 검정을 통해 주택투자심리와 주택시장과의 선행적 관계를 분석한다. 마지막으로, 공적분 검정을 통해 그랜저 인과관계에 나타난 선행관계에 대한 논리적 뒷받침을 제공한다. 제V장에서는 분석 결과에 대한 요약과 해석, 그리고 본 연구의 한계점과 함께 향후 연구방향을 제시한다.

## II. 선행연구

주택매매시장에서 투자심리를 분석하기 위해 진행된 우리나라의 기존 연구들은 주택 구매의도를 설명하기 위해 한국은행에서 집계하는 데이터들을 직접 사용하여 분석했다. 또한, 소비자 심리와 주택시장에 관한 가장 최신의 연구로는 조용경·이상엽(2010)의 연구와 정의철(2010)의 연구가 존재한다. 조용경·이상엽(2010)은 내재가치식을 이용하여 분석모형

을 도출하고 변수 간 상관관계를 고려한 AR 모형인 VAR 모형을 활용하여 거시경제변수와 주택시장과의 관계를 분석하였다. 연구 결과, 전세가격은 부동산 자산가치 상승 기대와 역의 관계에 있는 것으로 나타났다며 주택가격이 상승하지 않을 것이라는 심리가 글로벌 금융위기 이후의 전세가격 폭등의 원인이 라고 주장하였다. 정의철(2010)은 VECM(벡터오차 수정모형)<sup>1)</sup>을 통해 소비자들의 주택구매에 대한 심리의 독립적인 효과가 주택가격의 변동에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 소비자 심리가 주택매매가격에 미치는 영향은 장·단기에 따라 다른 것으로 나타났는데 장기에는 주택매매가격 자체에, 단기적으로는 주택매매가격의 변동에 영향을 미치는 것으로 결론지었다. 오만숙 외(2010)는 주택금융수요 실태조사를 활용한 연구를 수행하였는데 주택시장의 기대 심리는 응답자의 성별이나 학력 등과 관계가 있다고 결론지었다.

주택시장에서의 투자심리를 직접 계산한 선행연구는 Himmerlberg et al(2005), 손재영 외(2011)의 연구와 Hui and Lui(2002), 최영걸 외(2004) 등의 연구가 있다. Himmerlberg et al(2005)은 Gordon 모형을 통해 주택가격에서의 user cost model을 계산하고 이를 1로 나누어 임대료/매매가격 비율을 계산한 후 기대주택가격 상승률을 계산하였으나 주택가격의 급등은 장기금리 하락에 의한 것으로 보았다. 손재영 외(2011)는 전세/매매비율에 내재되어 있는 자본이득에 대한 기대를 도출한 후 CAPM<sup>2)</sup> 모형을 통해 개별 주택에 대한 요구수익률과 기대자본수익률을 계산한다. Hui and Lui(2002)와 최영걸 외(2004)의 연구는 미래 가격 자체를 추정하여 분석하였는데 Hui and Lui(2002)의 연구는 주택 수급균형식의 부재가

존재하고 최영걸 외(2004)의 연구는 회귀분석을 통하여 계수 값의 크기와 부호를 분석하였다. 선행연구들은 미래에 예상되는 주택의 가격을 추정하였더라도 시장의 구조적 변화를 동시에 추정한 분석은 존재하지 않아 본 논문의 작성 계기가 되었다.

우리나라 주택시장의 구조 변화와 전망에 관한 연구로는 이상영(2011)과 송준혁(2012), 그리고 이수옥 외(2011)의 연구가 있다. 이상영(2011)은 2000년~2006년까지의 주택가격 급등의 원인으로 매매시장 참여자들의 중대형 아파트를 위주로 한 자본차익 추구행위 때문이라 분석하였다. 또한, 글로벌 금융위기 이후인 2010년 6월을 부동산 시장의 저점이라 평가하며 현재는 부동산 경기가 회복수준에 있다고 주장하였으나 기존의 상승기와는 ① 가격 상승폭의 감소, ② 지속적인 거래량의 감소, ③ 제도권 주택금융의 확산, ④ 평형 간 양극화 현상, ⑤ 수도권 내 지역 불균형 형성 등의 구조적인 변화점이 포착된다고 분석하였다. 송준혁(2012)은 전세가격과 매매가격이 가장 큰 괴리를 보였던 2002년 10월을 구조 변화 시점으로 설정하고 공적분 검정과 불안정한 시계열 간의 상대적 영향력 분석을 위한 기법인 S-VECM(구조적 VECM)을 통해 전세가격이 주도적인 조정기능을 수행하여 새로운 장기균형이 존재한다고 분석하였다. 이수옥 외(2011)는 표본기간 내의 모든 시점을 잠재적 구조변화 시점으로 보고 Chow 통계량을 계산한 후 Quandt-Andrews 검정을 통해 주택가격과 전세가격 등의 구조전환을 식별하고자 하였는데 주택가격(명목, 실질)과 전세가격(명목)은 2004년과 2005년에 구조적 변화가 관찰되었으나 실질 전세가격은 2009년에 구조전환이 식별된 특징을 보였다.

본 논문의 실증분석 절차는 이용만·이상한

1) VECM 모형은 장기균형관계 회복을 위해 적분된 변수들이 보여주는 단기적이고 동태적인 특성을 검증하는 모형이며 S-VECM 모형은 VECM 모형에 변수 간 경제논리적인 이론을 대입한 모형임.

2) CAPM 모형은 자본시장이 균형상태를 이룰 때 자본자산의 기대수익과 위험의 관계를 설명하는 모형임.

(2004)의 방법론과 송준혁(2012)의 방법론을 복합적으로 차용하였다. 이용만·이상한(2004)은 단위근 검정을 통해 변수의 시계열적 안정성을 판단하고 그랜저 인과관계 검정을 통해 변수 간의 선후행관계를 설명한 뒤 공적분 검정을 통해 장기적 균형관계를 검정하여 논리의 견고함을 뒷받침한다. 송준혁(2012)에서 인용한 방법론은 공적분 검정 수행을 위한 단절점 분석을 수행한 점을 차용하였다.

기존의 주택 투자심리를 주택가격에 대한 지표로 계산한 기타 연구와 달리 본 연구는 주택 투자심리를 주택시장과 금융시장의 균형관계를 통해 찾아냈으며 이를 시계열 데이터로 직접 산출한 점에서 기존 연구와의 차별성을 가진다.

### III. 주택시장 현황과 투자심리

#### 1. 우리나라 주택시장 현황

1997년 12월에 시작된 외환위기를 겪은 이후, 우리나라 주택가격은 다른 투자자산과 비교하여 매우 높게 치솟았다. 이는 IMF 외환위기 이후 2000년대 초반의 IT 거품 붕괴, 2003년의 카드대란 등의 위기상황을 거치며 발생한 자본시장의 여유자금과 주택차입을 위한 금리가 상당 부분 하향되면서 2004년부터 우리나라 주택시장에서의 가격은 꾸준히 증가하였다.

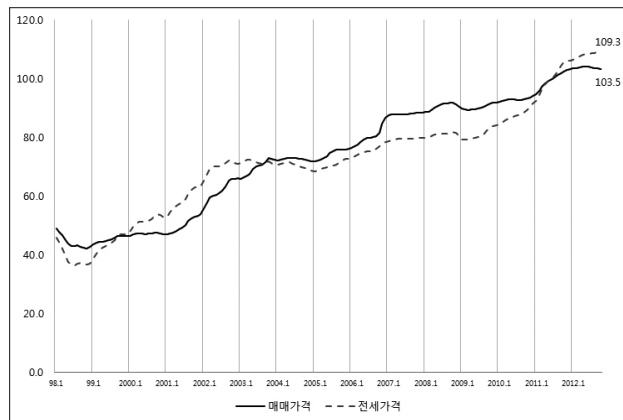
과거에는 주택가격의 급등이 주택시장과 사회적인 주된 문제점이었으나 현 시점에는 전세가격의 급등이 가장 큰 문제점으로 지목되고 있다. KB국민은행의 전국 주택 매매가격지수 및 전세가격지수를 보면 우리나라 주택시장의 현황을 파악할 수 있다. 전세가격지수가 매매가격지수보다 높은 시기는 2000년 1월~2003년 12월과 2011년 1월

이후부터 현재까지이다. 2004년 이후로 점차 좁혀지 않던 매매가격지수와 전세가격지수는 2009년 1월에 가장 큰 차이를 보인 후 매매가격지수의 증가속도는 감소하고 전세가격지수는 매우 가파르게 상승하는 모습을 보이고 있다. <그림 1>은 1998년 이후의 주택 매매가격과 전세가격의 시계열 추이를 나타낸다.

2009년 1월이 글로벌 금융위기 직후임을 감안하면 글로벌 금융위기가 주택시장에 어떠한 변화를 가져왔는지 가시적으로 알 수 있다. 이후의 전세가격 급등은 주택시장 변화의 분명한 현상으로 관측되는데 이러한 현상에 대해 이수욱 외(2011)는 패티트 검정 방법과 Quandt-Andrews 검정을 통해 실질 전세가격의 구조 전환이 2009년에 나타났음을 보였다. 구조 전환에 대한 실제적인 내용에 대하여 가장 주요한 요인으로 실수요 중심의 시장이 정착된 것을 주요 원인으로 꼽았다. 실수요 중심의 시장으로 주택시장이 재편된 것에는 가격상승 기대 약화, 핵심 소비계층 감소, 주택재고 확대 등을 주요 원인으로 지목하였다 (이수욱 외, 2011: 74).

전세시장과 매매시장의 구조 전환과 함께 주택 관련 보증시장도 변화하고 있다. 주택 총 보증 현황은 1999년 12조 원에서 2012년 말 현재 39억 원으로 연

그림 1 \_ 주택 매매가격지수와 전세가격지수



자료: KB국민은행

평균 17% 증가하였다. 통계상 임차로 분류되는 임대차보증과 중도금보증은 2006년 이후 가파르게 상승하나 구입에 관련된 보증은 2004년 이후로 감소하는 추세를 보여왔고 최근 다시 증가하고 있다. <그림 2>는 가계의 주택보증을 나타낸다.

<그림 2>의 입차에 대한 보증현황은 최근의 전세가격 급등을 설명할 수 있는 하나의 논리가 된다. 국민주택기금 및 은행을 통한 보증을 통해 가계의 입차를 위한 금리가 낮아짐에 따라 유동성이 증가하면서 전세가격이 높아지는 요인이 되었다고 볼 수 있다.

우리나라의 대표적 임차시장인 전세시장과 매매시장의 변화는 전체적인 주택시장의 변화를 보여주고 있다. 특히 이러한 구조적 변화가 최근 4년 이내에 급격하게 이루어진 점을 토대로 2009년 글로벌 금융위기 이후에 주택시장 변화가 실수요자 중심의 시장으로 개편된 것을 주요 원인으로 가정한다. 따라서 금융위기 이전과 이후의 실수요를 대변하기 위한 지표는 금융시장과 주택시장의 관계를 통해서 계산하며 투자심리로 정의한다. 또한, 계산된 투자심리는 주택구매에 대한 실수요의 간접적 매개지표로 이용한다.

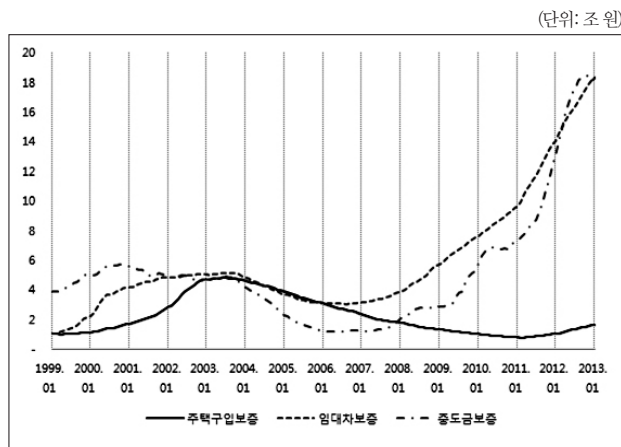
## 2. 투자심리 측정 모형

가계의 주택에 대한 구매수요는 크게 두 가지로 구성된다. 주택을 재화로 활용하여 해당 주택이 제공하는 서비스를 이용하는 목적과 매매를 통한 자본이득이 그것이다. 이러한 현상은 주택 관련 시장에서 매우 복합적으로 얽혀 있으며 각각 입차시장과 매매시장의 구분된 데이터를 통해서 확인할 수 있다. 이러한 논의의 배경은 Pasquale and Wheaton(1996)의 4사분면 모형으로 주택가격과 임대료의 결정을 설명한다. 주택을 포함한 부동산 건물 등은 자산시장에서 거래되고 주거서비스는 공간서비스시장에서 거래되며 부동산의 현재 가격은 임대료를 자본환원율로 나눈 것으로 계산한다.

전세제도는 우리나라에만 존재하는 주택임대의 특수한 형태로 집주인이 세입자로부터 전세보증금 형태로 자금을 차입하는 레버리지 역할을 하고 전세권자는 계약의 당사자로서 계약 주택의 전적인 사용권한과 책임을 취득한다. 따라서 주택의 전세가격은 해당 주택을 사용하면서 누릴 수 있는 사용 가치를 모두 반영한다. 반면 해당 주택의 매매가격은 사용 가치와 차후 자본이득에 대한 기대까지 반영한다. 왜냐하면, 전세제도를 통해 해당 주택을 사용하는 것과 구입을 통해 사용하는 것의 서비스는 크게 다르다고 보기 어려운 반면, 정상적인 시장에서의 매매가격은 전세가격보다 항상 높기 때문이다.

본 논문에서는 특정시점에서 결정된 주택의 전세가격은 그 주택이 주거시설로서 사용자에게 제공할 수 있는 서비스가 구입을 통한 사용과 무차별하다고 가정한다. 즉 주택을 구매하여 사용하는 가치와 전세계약을 통한 사용 가치는 완벽히 같다고 가정한다. 이러한 가정을 하게 된 동기는 전세가격

그림 2 \_ 가계의 주택보증



자료: KB국민은행

과 매매가격이 동일하게 움직이지 않는다는 사실에서 출발하였다. 주택이 가진 실제 가치가 상승할 경우, 전세가격도 증가해야 한다. 그러나 최근 주택의 매매가격 하락과 전세가격 상승은 이러한 현상을 제대로 설명하지 못한다. 실수요자들은 시장에서 결정된 전세가격과 매매가격을 받아들이고 앞으로 가격이 지속적으로 상승할 것이라 기대하는 수요자들은 주택을 구매할 것이나 그렇지 않은 수요자들은 전세 임대를 선택한다. 전세임대를 통한 사용 가치와 구입을 통한 사용 가치가 같다면 전세가격과 매매가격의 차이는 재화의 소유에 따른 교환 가치를 의미한다. 즉, 매매가격에서 전세가격을 제한 금액은 주택의 기대가격 상승에 대한 현재 가치로 정의될 수 있다. 따라서 주택 투자심리에 대한 지표를 산출하기 위해 사용된 가정은 철저하게 투자자 입장에서 제시된 것으로 매매시장과 임대(전세)시장의 관계는 최종 산출식을 통해 파악할 수 있다.

주택시장의 변동을 설명할 수 있는 주요 원인은 미래 가격에 대한 기대와 자본이득이며 주택가격의 이론적 배경과 결정요인들은 Poterba(1984), Timmermann(1995), Gallin(2006) 등에서 찾아볼 수 있다. 주식시장의 내재가치를 결정하는 Gordon Model을 주택시장에 적용한 것으로 주택의 가격은 임대료와 기대자본이득의 현재 가치와 동일함을 의미하는데 이는 주택시장에서 재정거래(Arbitrage)가 존재할 수 없음을 의미한다.

본 논문에 사용된 주택 투자심리 측정 모형은 가계가 주택을  $n$ 기간 동안 보유할 수 있고, 기간 내 언제든지 처분 가능하다고 가정한다.  $t$ 시점에서 가계는  $P_t$ 의 가격을 가진 주택을  $r_t^i$ 의 이자율로 차입을 통해 구입하고 곧바로  $L_t$ 의 가격으로 임대하며 해당 임대료는 은행에  $r_t^s$ 의 금리로 예금한다. 구입자들은 주택의 가격이  $g$ 의 비율로 매년 일정하게 상승할 것이라고 기대하고 세금과 감가상각 등은 존재하지 않는다

고 가정한다. 따라서 주택가격( $P$ )은 임대료( $L$ ), 기대가격상승률( $\hat{g}$ ), 주택담보이자율( $r^i$ ), 예금이자율( $r^s$ )을 통해 결정된다. 또한, 본 논문에서는 주택가격이 교환가치( $V_H$ )에서 실질보유비용( $V_L$ )을 제한 것으로 구성된다고 가정하였으며 <식 1>은 주택가격의 일반적 구성요소를 나타낸다.

$$P = f(L, \hat{g}, r^i, r^s) \\ = V_H - V_L \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

실질보유비용( $V_L$ )은 임대료( $L$ ), 주택담보대출금리( $r^i$ ), 예금이자율( $r^s$ )을 통해 계산된다. 구입자는  $P$ 의 가격으로 주택을 구매한 후  $L$ 의 가격으로 전세임대하고 임대료  $L$ 을  $r^s$ 의 예금이자율로 은행에 예금한다. 임대료에 따라 발생하는 이자( $Lr^s$ )는 주택구매에 따른 이자비용( $Pr^i$ )을 상쇄하기 위한 목적으로 사용된다. 여기서 주목할 점은 임대료는 주택가격보다 낮고, 예금이자율은 주택담보대출 금리보다 낮다는 가정( $L < P, r^s < r^i$ )이다. 따라서 주택의 실질보유비용( $V_L$ )은 항상 0보다 크다. <식 2>는  $t$ 시점에서 주택의 실질보유비용을 계산하기 위한 식이다.

$$V_L = \sum_{t=1}^n \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i}{(1+r_t^i)^n} \\ \text{where } r_t^i > r_t^s, P_t > L_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

교환가치( $V_H$ )는 현재가격( $P$ )과 투자가치( $V_G$ )의 합으로 구성된다. 교환가치는 주택을 보유함으로써 인해 구입자에게 발생하는 모든 권리를 의미한다. 따라서 구입자의 구매한 주택에 대한 매도권리를 모두 가지므로 주택의 현재 가격은 교환가치에 포함되어야 한다. 또한, 구입자는 주택을 소유하면서 주택가격의 상승에 대한 기대를 얻을 수 있는데 이를 투자

가치( $V_G$ )라 한다. 투자가치는 주택의 가격( $P$ )이 보유 기간( $n$ )동안 현재 구매가의  $g$ 만큼 매년 증가할 것이라 기대하는 것으로  $\hat{g}$ 는 시장에서 기대하는 가격상승률의 평균을 의미한다. 따라서 교환가치는 주택의 현재 가격( $P_t$ )과 매년 발생하는 주택가격 상승금액( $P_t \hat{g}$ ) 현재 가치의 합과 같다. <식 3>의  $P_{t+n}^*$ 는  $n$ 년 후의 예상가격을 의미하고 <식 4>는 주택의 교환가치를 계산하기 위한 식이다.

$$P_{t+n}^* = P_t + n(P_t \hat{g}_t) \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

$$\begin{aligned} V_H &= P_t + \frac{P_{t+n}^* - P_t}{(1+r_t^i)^n} \\ &= P_t + \sum_{i=1}^n \frac{P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^n} \\ \text{where } r_t^i &> \hat{g}_t \end{aligned} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

실질보유비용  $V_L$ 과 교환가치  $V_H$ 를 해당 시점의 주택가격  $P_t$ 에 대하여 풀면 <식 5>와 같다. <식 5>는 투자자가 주택을 영구히 보유할 수 있는 능력이 있다고 가정한 것이며 등비급수 수열에 따라 풀이한 식이다. <식 6>은 <식 5>를 현재 가격  $P_t$ 에 대하여 축약한 것이다.

$$\begin{aligned} P_t &= V_L + V_H \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i}{(1+r_t^i)^n} + P_t + \sum_{i=1}^n \frac{P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^n} \\ &= P_t + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)} + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^2} \\ &\quad + \dots + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^n} \\ &= P_t + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{r_t^i} \end{aligned} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

$$P_t = \frac{L_t r_t^s + P_t \hat{g}_t}{r_t^i} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

<식 6>는 주택의 현재 가격이 주택보유를 통해 발생할 수 있는 수익을 현재 가치로 할인한 것과 같음을 의미한다. <식 6>을 기대가격상승률인  $\hat{g}_t$ 에 대해서 풀면 <식 7>과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{g}_t &= r_t^i - \frac{L_t}{P_t} r_t^s \\ \text{where } r_t^i &> r_t^s > 0, r_t^i > \hat{g}_t, P_t > L_t \end{aligned} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

<식 7>을 자세히 살펴보면 시장에서 바라보는 주택의 기대가격상승률( $\hat{g}_t$ )은 주택담보대출금( $r_t^i$ )에서 전세·매매가격비율과 예금이자율의 곱( $(L_t/P_t) \times r_t^s$ )을 뺀 것과 같다. Mayer and Sinai(2007)에서는 주택보유비용(User Cost)을 설정하였는데 본 논문에서 제시한 모형과 매우 유사하다.<sup>3)</sup> Muth(1986)의 연구는 임대료/매매가격 비율에 대하여 개별 지수를 사용하였는데 지수를 활용하여 비율을 산정할 경우 분자, 분모가 전혀 다른 주택의 임대료와 매매가를 나타낼 수 있다는 한계가 존재한다(손재영 외, 2011: 6). 본 논문은 자료에서 실제로 관찰되는 지수를 사용하여 해당 변수의 사용에 대한 단점을 극복하였다. 또한, 본 모형에서는 주택담보대출금리를 요구수익률로 가정하였는데 해당 금리는 최저수준의 요구수익률이므로 기대가격상승률( $\hat{g}_t$ )은 시장에서 최저수준으로 기대하는 자본수익률이 된다. <식 7>에 내재된 가정은 임대료와 금리가 각각 매매가격 사이에 장기적인 안정적 균형관계가 존재한다는 것이다. 이용만·이상한(2004)은 그런저 인과관계 검정과

3) Mayer and Sinai(2007)에서 제시한 임대료의 기본 포맷은  $R=P[(1-r)n+m-E(\% \Delta P)]$ 인데 해당 식에서 임대료( $R$ )를 전세가격( $L$ )과 정기예금금리( $r$ )로 전환하고 세금( $s$ )과 감가상각( $m$ )을 제하면 <식 5>와 동일함.

단위근 검정을 통해 금리와 임대료가 주택가격의 원인이 되며 장기균형이 존재함을 보였다. 또한 전세매매비율을 레버리지를 활용한 주택투자 개념으로 이해할 경우, 주택투자를 결정하기 위한 지표로서 역할을 할 수 있는 점(백성준 외 2006: 26)은 계산된 기대가격상승률이 투자심리에 대한 지표로 활용될 수 있는 근거가 된다.

주택의 기대가격상승률은 다른 조건이 불변일 때 ① 주택담보대출금리가 오를수록, ② 전세가격이 낮아질수록, ③ 주택가격이 높아질수록, ④ 예금금리가 낮아질수록 증가한다. 즉, 주택담보대출금리와 예금금리가 같은 상황에서는 전세·매매가격 비율이 낮은 주택(또는 지역)이 기대가격상승률이 높은 상황임을 의미한다. 주택담보대출금리가 오를수록 시장에서 기대하는 주택가격이 높아질 것이라는 논리는 주택담보대출금리가 금융시장에서 사후적으로 결정된 것이기 때문이다. 주택담보대출금리가 낮아지면 통화량이 늘어 주택가격이 상승하고 전세매매가격 비율이 낮아지는 효과와 주택가격금리 하향에 따른 요구수익률이 감소하는 효과가 상존하기 때문에 <식 7>의 해석에 주의할 필요가 있다. 또한, 주택의 기대가격상승률과 전세/매매가격 비율이 부(-)의 관계에 있다는 모형에 대해서는 김정호·이명재(1989)와 김종일 외(1998) 그리고 이상준·임덕호(2010) 등의 연구 결과와 일치한다.

주택담보대출이자율은 예금이자율보다 크고, 전세·매매가격 비율은 1보다 항상 작으므로 주택의 기대가격상승률은 항상 0보다 크게 되고 결국 <식 7>에서 계산된 기대가격상승률은 금리에 의해 정의된다. 따라서 <식 7>에서 기대인플레이션( $\hat{i}_t$ )을 제하면 실질기대가격상승률을 계산할 수 있으며 이는 <식 8>과 같다.

$$\hat{g}_t^* = \hat{g}_t - \hat{i}_t \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

<식 8>에서 계산된 실질주택기대가격상승률을 투자심리로 보는 이유는 우변의 두 변수가 모두 시장에서의 기대를 바탕으로 계산된 것이기 때문이다. 기대가격상승률  $\hat{g}_t$ 는  $t$ 시점에 주택시장 참여자들이 기대하는 수익률이고 기대인플레이션  $\hat{i}_t$  역시 경제를 구성하는 전체 지표에 대한 가격상승률이다. 결국, 두 기대 지표의 차이는 전체 경제와 비교하여 주택시장에서 추가로 기대되는 수익률이 된다. 따라서 실질주택기대가격상승률( $\hat{g}_t^*$ )은 주택시장 참여자들의 투자심리로 정의된다.

실질주택기대가격상승률 계산을 위한 금리 관련 변수로는 통계청의 신규취급액여신금리(주택담보대출), 신규취급액기준수신금리(정기예금: 2~3년 미만)을 사용하였다. 전세매매가격비율은 KB국민은행에서 매일 산출하는 아파트 매매가격 대비 전세가격비율(전국)을, 기대인플레이션은 통계청의 소비자동향조사(기대인플레이션율)을 사용하였다. 주택담보대출금리는 주택을 구매할 때 가계가 투자를 결정하는 요소로 투자 시점에 시장에서 결정된 주택투자자에 대한 요구수익률로 정의할 수 있으며 전국에서 평균된 신규여신에 대한 금리로서 해당 시점의 주택시장 상황을 가장 잘 설명할 수 있는 최저 요구수익률이 된다. 반면 2~3년 미만 정기예금금리는 무위험자산수익률 대신 사용되었는데 이는 전세계약이 통상 2년이고 주택에 투자하는 가계가 위험중립형이라는 가정이 내포된 것이다. <표 1>은 분석에 사용된 변수의 기초통계량을, <그림 3>은 2003년 1월 이후의 실질주택기대가격상승률의 시계열을 나타낸다.

<그림 3>에 나타난 실질기대가격상승률을 살펴보면 2003년 후반부터 꾸준히 증가하기 시작하였다. 2002년은 주택가격이 급등하기 시작하던 시점이었으나 2003년 발발한 카드대란에 의해 주택가격의 상승을 기대하는 관점이 다소 주춤하다가 2003년부터 급등하기 시작하였다. 2004년부터 금융위기 이전인

표 1 \_ 예금이자, 대출이자, 기대인플레이션 및 전세매매비율 기초통계

(단위: %)

구분	예금이자	대출이자	기대인플레이션	전세매매비율	실질주택 기대가격상승률
평균	4.65	5.88	3.58	57.87	0.02
최댓값	7.12	7.58	4.60	68.80	1.15
최솟값	3.49	4.62	2.80	52.30	-1.28
표준편차	0.77	0.70	0.54	4.40	0.68
관측기간	2002. 2 ~ 2012. 10 (129개월)				

자료: 통계청, KB국민은행.

2008년 9월까지의 주택의 가격상승률이 기대인플레이션보다 높은 수준에서 유지되는 것으로 나타났는데 이는 주택가격이 급등하던 시점과 일치한다. 또한, 우리나라 주택 관련 정책 중에서 가장 강력했던 정책으로 여겨지는 2005년 8월 31일의 부동산 대책이 있었던 기간에는 투자심리가 급락하였다. 동 기간에 주택시장의 공급이나 수요에 영향을 주는 변수의 변화가 크게 존재하지 않았음을 상기하면 주택 투자심리는 정책에 민감하게 반응한다 볼 수 있다.

글로벌 금융위기는 2008년 9월에 리먼 브러더스 파산을 계기로 시작되었으나 주택시장에서 투자심리가 하락하게 된 시점은 2008년 2월부터다. 그러나 다시 2010년 초에 최고점을 갱신하였는데 이 기간은 세계적 금융위기가 우리나라 주택시장에 일시적으로 충격을 미쳤기 때문으로 파악된다. 그러나

2010년 이후 실질주택기대가격상승률은 지속적으로 감소하여 2011년 9월에는 관측 이래 가장 낮은 수준을 기록하였다. 이는 글로벌 금융위기 이후의 전세가격 급등이 그 원인이라 판단되며 조용경·이상엽(2010)의 연구 결과와 일치한다.

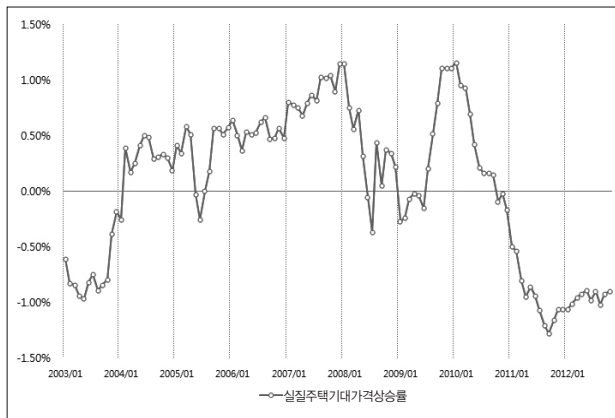
제III장에서는 주택시장과 금융시장의 균형을 통해 주택 투자심리를 측정하는 방법론을 제시하였다. 제IV장에서는 실증분석을 통하여 제III장에서 계산한 실질기대가격상승률과 주택매매가격과의 관계를 규명한다.

#### IV. 주택시장의 구조적 변화 실증분석

본 장에서는 제III장에서 계산한 실질주택기대가격상승률이 주택시장의 구조적 변화를 감지할 수 있는 지표가 되는가를 검정한다.

주택시장의 구조적 시점을 결정하기 위해 Chow 단절점 검정을 수행했다. 단절점 파악은 특정시점을 기준으로 지표의 분명한 변화를 통계적으로 관찰하는 것이다. 단절점을 파악한 후에는 단위근 검정을 통해 실제가격상승률과 기대가격상승률이 시계열적으로 안정적인지를 파악한다. 이는 두 변수 간의 관계 선·후행성을 파악하기 위해 수행하여야 하는 그랜저 인과관계 검정에 필수적으로 선행되어야 할 내용이다. 다음으로는 그랜저 인

그림 3 \_ 실질주택기대가격상승률



과관계 검정을 통해 두 변수가 서로 예측 가능한 지표로서 역할을 하는지 분석한다. 마지막으로 두 변수 간의 선후행관계가 장기적으로 안정적인지를 검증하기 위하여 공적분 검정을 수행한다.

주택시장에서 투자자들의 변화점을 찾기 위하여 Chow 단절점 검정을 시행하였다. Chow 단절점 검정은 특정시점을 기준으로 분석하고자 하는 모형에 대하여 통계적으로 유의한 구조적 변화를 관측하는 통계처리 기법이다. 송준혁(2012)은 Gregory and Hansen(1996)과 Bai and Perron(2003)의 방법론을 통해 구조 변화 관찰 시점을 파악하고 주택시장에서 전세가격과 매매가격의 괴리가 가장 큰 시점인 2002년 10월을 구조적 변화가 나타난 점으로 보았다. 본 논문의 주된 관심은 주택가격이 투자심리에 영향을 미치는지에 대한 여부다. 따라서 다른 요인을 통제한 실질가격상승률을 종속변수로 하고 주택가격지수를 독립변수로 하는 AR(p)모형으로 설정한 뒤, Chow 단절점 검증을 진행하였다.

기본적으로 2분기가 넘어가는 가격지표는 투자심리에 영향을 주지 않을 것이라 가정하여 6개월까지 분석하였다. <표 2>는 Chow 단절점 검정 결과를 나타낸다. 분석 결과, 모든 시차에서 2008년 9월이 주택가격과 투자심리의 단절점을 의미하는 것으로

파악되었다.

시계열의 안정성 담보는 그랜저 인과관계 검정을 위해 필수적인 내용이다(이용만 외, 2004: 84). 검증 방법은 Augmented DF 검증을 사용하였으며 판별기준은 SIC 방법으로 하였다. 본 논문의 연구 목적을 위해 전체기간, 금융위기 이전, 금융위기 이후로 나누어 결과값을 제시하였다. 분석 결과, 시차 조정을 하지 않은 경우에는 분석 변수 모두 안정적인 시계열이라 할 수 없었다. 또한, 금융위기 이후의 주택매매가격지수를 제외하면 모든 결과에서 1차 차분을 통해 시계열의 불안정성이 1% 미만 수준에서 각각 유의하게 나타났다. <표 3>은 주택매매가격지수와 실질대가격상승률의 검정 결과를 나타낸다.

주택시장의 가격과 투자심리와의 선·후행관계 분석을 위해 그랜저 인과관계 검정을 수행해야 하는데 앞서 단위근 검정을 통해서 주택가격지수와 투자심리는 모두 불안정 시계열임을 보였다. 따라서 2차 차분의 방법을 통해 안정적인 시계열을 확보한 6개월간의 시차를 모두 분석하였다. 그랜저 인과관계 검정의 조건은 안정적인 시계열을 조건으로 한다. 즉, 잔차항에 자기회귀 현상이 존재하지 않아야 한다. 또한, AIC 기준이나 SIC 기준이 최소가 되는 시차를 선택하여야 한다. 2~6시차에 해당 조건을 만족

표 2 \_ Chow 단절점 검정 결과(2008년 9월 기점)

귀무가설	시차	검정방법		
		F-Statistic	Log Likelihood Ratio	Wald Static
No Breaks at Specified Breakpoints	0	286***	222***	573***
	1	321***	232***	642***
	2	258***	210***	517***
	3	225***	195***	451***
	4	210***	187***	420***
	5	180***	172***	361***
	6	175***	160***	302***

주: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 수준에서 각각 유의함.

표 3 \_ 단위근 검정 결과

귀무가설	차분 시차	전체기간 (2002. 2~2012.10)		금융위기 이전 (2002. 2~2008. 8)		금융위기 이후 (2008. 9~2012.10)	
		주택매매 가격지수	실질기대 가격상승률	주택매매 가격지수	실질기대 가격상승률	주택매매 가격지수	실질기대 가격상승률
Variable has a Unit root	0	-1.544	-1.690	-1.110	-2.126	-1.466	-0.816
	1	-5.588***	-11.399***	-5.099***	-8.335***	-1.979	-8.130***
	2	-9.571***	-11.923***	-7.598***	8.801***	-5.646***	-8.273***

주: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 수준에서 각각 유의함.

표 4 \_ 매매가격종합지수와 실질주택기대가격상승률의 그랜저 인과관계 검정 결과

귀무가설	시차	전체기간 (2002. 2~2012. 10)		금융위기 이전 (2002. 2~2008. 8)		금융위기 이후 (2008. 9~2012. 10)	
		F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
매매가격종합지수 does not Granger Cause 실질주택기대가격상승률	1	1.504	0.222	3.444	0.067**	0.889	0.352
	2	1.910	0.152	2.372	0.091*	1.869	0.169
	3	1.200	0.312	3.015	0.036**	1.737	0.177
	4	0.965	0.429	2.134	0.086*	1.192	0.333
	5	0.911	0.476	1.807	0.124	1.837	0.128
	6	0.817	0.558	1.509	0.190	1.386	0.245
실질주택기대가격상승률 does not Granger Cause 매매가격종합지수	1	7.767	0.006***	3.286	0.074*	5.251	0.027**
	2	1.460	0.236	2.557	0.089*	6.811	0.003***
	3	0.759	0.518	0.796	0.500	3.636	0.022**
	4	1.252	0.292	1.549	0.198	2.290	0.081*
	5	1.052	0.390	1.665	0.156	2.819	0.028**
	6	0.762	0.600	1.240	0.2989	2.126	0.073*

주: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 수준에서 각각 유의함.

하였다.<sup>4)</sup>

인과관계에 대한 분석 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 표본이 존재하는 전체기간을 모두 살펴보았을 때에는 매매가격지수는 실질주택기대가격상승률을 그랜저 인과하지 못하여 주택의 매매가격이 투자심리를 선행한다는 논리는 성립한다고 볼 수 없었다. 그러나 반대의 귀무가설에서는 1기의 시차를 두고 주택의 가격이 오를 것이라고 기대하는 심리가 주택가격을 선행하는 지표로서 유의하게 나타났다.

금융위기 이전에는 4개월의 시차를 두고 매매가

격종합지수가 실질주택기대가격상승률을 그랜저 인과하지 못한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그러나 금융위기 이후에는 실질주택기대가격상승률이 매매가격종합지수를 그랜저 인과하지 못한다는 귀무가설을 기각하여 시점에 따라 선행하는 지표가 바뀌는 것으로 나타났다. 즉, 금융위기 이전까지는 매매가격종합지수가 시장에서의 주택시장에 대한 투자심리를 예측하는 데 유의한 지표로서 역할을 하였으나 금융위기 이후에는 최소 17% 수준에서 유의하지 않는다. 반면, 시장에서 바라보는 실질적

4) 구체적인 결과는 생략함.

주택기대가격상승률은 금융위기 이전 2시차에서만 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났으나 금융위기 이후에는 전 시차에 걸쳐 매매가격종합지수를 유의하게 그랜저 인과하는 것으로 나타났다.

〈표 4〉의 결과는 주택시장에서 투자심리와 매매가격 간의 분명한 단절점이 존재함을 보여준다. 금융위기 이전에는 실제 가격이 상승하는 것에 따라 투자심리를 움직이는 모습이 보다 강하게 보여졌으나 금융위기 이후에는 오히려 투자심리가 가격을 선행하는 것으로 나타났다. 금융위기 이후로 주택가격은 더 이상 투자심리에 영향을 주지 않으며 실질주택기대가격상승률은 주택가격에 강하게 선행하게 되었다. 즉, 금융위기 시점을 기준으로 부동산시장에는 투자심리와 주택가격 간의 구조적 변화가 발생하였다고 볼 수 있다.

그랜저 인과관계 검정만으로는 금융위기 이후의 투자심리가 매매가격의 진정한 원인인지 판별할 수 없다. 왜냐하면, 두 변수 간 선행성의 유의수준을 파악하더라도 분석에 사용된 지표 외에 다른 변수가 외생적으로 작용하여 두 변수가 선·후행 관계에 있는 것처럼 나타낼 수 있기 때문이다. 따라서 변수 간의 장기적 균형관계 여부를 분석하여야 하는데 이는 공적분 검정을 통해 가능하다. 공적분 검정은 불안정 시계열인 변수들 간의 선형결합에 대하여 그 관계가 안정된 시계열인지 검정하는 데 그 목적이 있다. 만일 변수들 간에 공적분 관계가 존재한다면 이 변수들 사

이에는 장기적인 균형관계가 존재한다고 볼 수 있다.

공적분 검정 방법은 변수의 추세를 가정한다. 모형 내에서 변수의 추세를 결정하는 방법으로 Johansen(1995)은 확장적 추세(deterministic trend)가 존재하는 경우 제시한 다섯 가지의 방법 중 이차 추세가 존재하는 경우를 가정하여 분석하였으며 공적분 검정에 대한 두 변수 간 최적 시차는 Lutkepohl(1991)의 방법을 이용하여 계산하였다.

〈표 5〉는 요한센 검정에 따른 공적분 검정 결과를 보여주며 제시된 시차는 Lutkepohl(1991)의 통계량에 의해 제시된 최적 시차를 의미한다.

분석 결과, 전체기간을 표본으로 할 경우 통계량 기준과 관계없이 주택가격과 투자심리 사이에 공적분 관계가 5% 유의수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 반면 금융위기 이전에는 두 변수 간에 뚜렷한 공적분 관계를 나타내지 않았다. 그러나 금융위기 이후의 분석 결과는 Max Eigenvalue(최대 고유치) 통계량과 Trace 통계량 사이에 분명한 차이가 존재한다. Trace 통계량의 경우 공적분 관계의 존재에 대하여 5% 수준에서는 존재하지 않는 것으로, 1% 수준에서는 존재하는 것으로 분석되었다. 반면 최대 고유치 통계량에서는 전체기간을 표본으로 하였을 때와 동일한 결과가 나타났는데 유의수준만 1% 수준으로 하락하였다.

표 5 \_ 매매가격종합지수와 실질주택기대가격상승률의 공적분 검정 결과

Criteria	전체기간 (2002. 2~2012.10)			금융위기 이전 (2002. 2~2008. 8)			금융위기 이후 (2008. 9~2012.10)		
	공적분관계		최적시차	공적분관계		최적시차	공적분관계		최적시차
	없음	있음		없음	있음		없음	있음	
Trace	12.66	3.89**	2	8.72	1.74	3	20.74**	6.68***	2
Max Eigenvalue	8.76	3.89**		6.97	1.74		14.05	6.68***	

주: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 수준에서 각각 유의함.

## V. 결론

우리나라의 부동산 불패신화는 기존의 주택 구입자들이 채권이나 기타 자산에 대비하여 훨씬 큰 자본이득을 얻음에 따라 하나의 종교처럼 여겨져 왔다. 그러나 최근의 주택가격 하락과 전세매물 부족에 따른 전세가 상승, 주택자금대출 원금상환 도래 등에 대한 부담감 등은 더 이상 부동산을 통해 자본이득을 얻는다는 것이 금융위기 이전과는 분명히 다른 상황임을 암시하고 있다.

본 논문에서는 주택시장의 변화를 감지하기 위해 주택 투자심리를 직접 계산한다. 주택 투자심리는 신규 주택담보대출금리 및 정기예금금리와 전세/매매 가격 비율 그리고 기대인플레이션 등으로 구성되는 실질주택기대가격상승률로 측정되었다.

계산된 주택 투자심리와 주택가격과의 시계열 분석을 통해 우리나라 주택시장의 변화 원인으로서 가계의 주택 투자심리가 주요한 역할을 하였는가를 분석하였으며 결과를 요약하면 다음과 같다. Chow 단절점 검증 결과에서는 글로벌 금융위기가 발생하였던 2008년 9월이 주택시장의 구조적 변화를 나타낼 수 있는 지점으로 유의하게 판별되었다. 단위근 검증 결과에서는 주택가격을 나타내는 매매가격지수와 투자심리를 나타내는 실질주택기대가격상승률은 안정적인 시계열이라고 할 수 없으나 각각 2차 차분과 1차 차분을 통하여 시계열적으로 불안정한 특성은 제거되었다. 안정화시킨 변수들에 대하여 그랜저 인과관계 검정을 한 결과에서는 전체기간에서 투자심리가 주택가격에 1기 선행하는 것으로 나타났으나 글로벌 금융위기 이전에는 주택가격이 투자심리를 1~4기 전에, 투자심리는 주택가격을 1~2기 전에 서로 선행하여 예측지표로서 역할을 하는 것으로 나타났다. 그러나 글로벌 금융위기 이후로는 투자심리만이 주택가격에 1~6기 유의하게 선행하여 글로벌

금융위기를 기점으로 가계의 주택 투자심리와 주택가격과의 관계 변화가 관찰되었다. 장기적으로 안정적인 관계를 검정하는 공적분 결과에서는 전체 기간에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나 투자심리가 주택가격을 2기 선행하고 이러한 관계는 장기적인 균형에 있음이 나타났다. 반면 금융위기 이전에는 주택가격과 투자심리가 서로 10% 미만에서 유의하게 선행하나 장기적 균형관계는 존재하지 않았다. 그러나 금융위기 이후의 결과는 투자심리가 주택가격을 유의하게 선행하고 이러한 장기적 균형관계를 부정할 수 없음이 나타나 글로벌 금융위기를 기점으로 자산으로서의 주택시장을 바라보는 관점이 분명하게 변화하였음이 관찰되었다.

본 논문은 주택 투자심리에 대한 지표를 계산하기 위하여 세금이 없는 경제를 가정한 한계가 존재하며 주택의 가격이 공간시장에서의 임대료와 자산시장에서의 주택가격으로 계산된 지수에 종속하는 한계를 가진다. 또한, 글로벌 금융위기가 주택시장의 구조적 변화시점으로서 판단되는 것으로 나타났으나 구조적 변화의 원인에 대해서는 직접적인 연구가 진행되지는 못하였다. 그러나 주택 투자심리를 주택시장과 금융시장과의 균형관계를 통해 계량화하고 시계열 지표로 제시한 뒤 투자심리가 주택가격에 미치는 영향까지 분석한 것은 주택시장을 바라보는 기존 연구와 차별화된 시도로서 본 연구의 가장 큰 기여다.

향후 연구과제로는 주택 관련 정책적 변화 시점과 주택 투자심리와의 관계 분석을 통해 주택 관련 정책이 주택 투자심리에 실질적으로 미치는 영향을 분석할 수 있을 것이다. 또한, 본 연구에서 제시한 기대가격상승률과 기타 변수와의 관계를 통해 외생적 거품을 측정하고 향후 주택가격의 변화 추이를 예측해 볼 수 있을 것이다.

참고문헌 •••••

김유경. 2012. “65만 가구 위험 부채 안고 산다”. 머니투데이, 10월 31일자.

김정호 · 이명재. 1989. “자산시장개념을 이용한 서울지역 전세 및 매매가격 간의 관계분석”. 지역연구 제5권 제1호, pp13-26.

김종일 · 송의영 · 이우현. 1998. “서울아파트시장의 전세매매가격 비율과 시장의 효율성”. 한국경제이론분석 제4권 제1호, pp50-94.

백성준 · 박태원 · 이상한. 2006. “주택투자 결정지표에 관한 연구”. 부동산학연구 제14권 제2호, pp38-52.

손재영 · 이준용 · 유주연. 2011. “주택 전세-매매가격 비율에 반영된 미래자본이득 기대형성 메커니즘”. 부동산학연구 제17권 제3호, pp5-24.

송준혁. 2012. “구조 변화를 감안한 우리나라 주택시장 분석”. 응용경제 제14권 제1호, pp151-186.

오만숙 · 오현숙 · 권경숙. 2010. “한국국민의 주택가격 동향에 대한 기대심리 분석”. 한국산업경제저널 제1권 제1호, pp101-117.

이상영. 2011. “금융위기 이후 부동산시장의 구조변화와 전망”. 동향과 전망 통권 82호, pp113-146.

이상준 · 임덕호. 2010. “자산시장 관련 변수가 주택가격에 미치는 영향”. 주택연구 제18권 제3호, pp5-27.

이수옥 · 박천규 · 최윤경 · 이현지 · 전성제 · 선우덕 · 이범수 · 김완중. 2011. 사회·경제구조 전환기의 주택정책 패러다임 정립방안 연구. 경기: 국토연구원.

이용만 · 이상한. 2004. “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?”. 대한국토·도시계획학회지 제 13권 제1호, pp73-91.

정예진. 2012. “고위험 하우스푸어, 10만 가구...48조 원 부실 우려”. 연합뉴스, 10월 30일자.

정의철. 2010. “소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석: 주택매매가격을 중심으로”. 부동산학연구 제16권 제3호, pp5-20.

조용경 · 이상엽. 2010. “VAR 모형을 이용한 주택자산에 대한 소비자 평가 전세가격에 미치는 영향 분석”. Working Paper Series 제11권 제6호. 서울: 건국대학교 부동산정책연구소, pp1-12.

최영걸 · 이창무 · 최막중. 2004. “서울시 주택시장에서 작동되는 가격기대심리에 관한 실증연구: 적응적 기대와 합리적 기대를 중심으로”. 대한국토계획학회지 제39권 제2호, pp131-141.

Bai, J. and Perron, P. 2003. “Critical Values for Multiple Structural

Change Tests”. *The Econometric Journal* vol.6, no.11. pp72-78.

Gallin, J. 2006. “The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets”. *Real Estate Economics* vol.24, no.10. pp417-438.

Gregory, A. W. and Hansen, B. E. 1996. “Residual-Based Rests for Cointegration in Models with Regime Shifts”. *Journal of Econometrics* vol.70, no.1. pp99-126.

Himmelberg, C., Mayer, C. and Sinai, T. 2005. “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals, and Misperceptions”. *Journal of Economic Perspectives* vol.19, no.4. pp67-92.

Hui, E. and Lui, T. Y. 2002. “Rational Expectations and Market Fundamentals: Evidence from Hong Kong’s Boom and Bust Cycles”. *Journal of Property Investment and Finance* vol.20, no.1. pp9-22.

Johansen, S. 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.

Lütkepohl, H. 1991. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer.

Mayer, C. and Sinai, T. 2007. 9. 25. “Housing and Behavioral Finance”. Federal Reserve Bank of Boston. *Conference on Behavioral Economics*. Boston.

Muth, R. F. 1986. “Expectations of House-Price Changes”. *Papers in Regional Science* vol.59, no.1. pp45-55.

Pasquale, D. and Wheaton, W. 1996. *Urban Economics and Real Estate Markets*. New York: Prentice Hall.

Poterba, J. M. 1984. “Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach”. *The Quarterly Journal of Economics* vol.99, no.4. pp729-752.

Timmermann, A. 1995. “Cointegration Tests of Present Value Models with a Time-Varying Discount Factor”. *Journal of Applied Econometrics* vol.10, no.1. pp17-31.

KB부동산시세. KB국민은행 KB부동산(<http://nland.kbstar.com/quics?page=B025966>). [2012. 12. 20].

통계청 Kosis. 통계청(<http://kkosis.kr>). [2012.12.4].

- 
- 논문 접수일: 2013. 1. 10
  - 심사 시작일: 2013. 1. 21
  - 심사 완료일: 2013. 2. 28

## Measuring Investment Psychology and Structural Changes in Korea Residential Property Market

**Keywords:** House Market, Investment Psychology, Price-Rent Ratio, Granger Causality Test, Cointegration Test

Asset market and Spatial market illustrate how residential property market works representatively. There had been close relationship between those two markets in South Korea before Global crisis in 2009. However, after the event, residential property market has not been able to trace rental market because of structural changes. In order to observe structural changes of the relationship, calculating investment psychology (Real Expected House Price Appreciation: REHPA) was conducted first. REHPA includes price-rent ratio, open interest rate and expected inflation. Furthermore we employed Chow's break point test for determining breakpoint of residential property market, unit root test for time-series validity, Granger causality test for finding which series lead another. Finally, cointegration test to analyze the long-run equilibrium relationship between investment psychology and house prices. Through those test, we conclude that REHPA has leaded residential property market with stable long-run equilibrium only after the Global Crisis unlike before.

### 주택 투자심리 변화가 주택시장 구조 변화에 미치는 영향

**주제어:** 주택시장, 투자심리, 전세매매가격비율, 그랜저 인과관계 검정, 공적분 검정

주택시장은 크게 매매거래를 의미하는 자산시장과 임대거래를 의미하는 공간시장으로 분류되며 각 시장은 주택시장이 어떻게 작용하는지 나타낸다. 금융위기 이전에는 자산시장과 공간시장이 밀접한 관계를 가지며 동행하는 관계를 보여왔으나, 최근 자산시장에서 주택가격은 하락하고 거래건수는 줄어드는 반면 공간시장에서 전세가격은 상승하며 주택시장의 분명한 변화가 감지되고 있다. 본 논문에서는 시장의 변화 관찰을 위해 투자심리 지표를 계산한다. 투자심리 지표의 계산은 주택시장과 금융시장의 균형을 모형화하여 계산하는데 사용변수로는 주택담보대출 금리, 수신금리, 전세/매매가격비율 그리고 기대인플레이션을 사용하였다. 시계열로 계산된 주택 투자심리와 주택매매가격과의 구조적 변화가 특정시점 이후 변화되었다는 가설을 검증하기 위해 여러 시계열 기법을 동원하여 분석한다. 먼저 Chow 단절점 검정을 통해 글로벌 금융위기를 구조적 변화시점으로 파악한 후 시계열의 안정성 검증을 위해 단위근 검정을 사용하고 그랜저 인과관계 검정을 통해 투자심리와 매매가격이 시계열적으로 예측가능하기를 분석한다. 마지막으로 공적분 검정 등을 통해 투자심리와 주택가격 사이의 장기균형 관계를 분석한다. 분석 결과, 글로벌 금융위기 이후 투자심리가 주택가격을 선행함과 동시에 장기균형까지 존재하여 이전 시장과의 구조적 변화가 관찰되었다.