

## 주택가격과 물가의 동학: 한국의 경험\*

### Dynamics of Housing Price and Inflation in Korea

이 영 수(Lee, Youngsoo)\*\*

#### < Abstract >

This paper analyzes dynamic relations between housing price and inflation in Korea, using a vector error correction model(VECM). Data covers Jan. 1986 to June 2012. I apply the stability test proposed by Qu and Perron(2007) to explore the possibility of the structural breaks of the model during the data period.

Empirical results are as follows: Firstly, I find 4 times of structural breaks during the data period and consider 2 breaks which are related to the foreign exchange crisis and the financial crisis. Therefore I have 3 sub-periods to analyze. Secondly, the result of Johanson cointegration test shows that long-run equilibrium relations between housing price and inflation hold for the whole and sub-periods. Thirdly, housing price and inflation have mutual effects in the sub-periods unlike in the whole period. This result imply that housing price has both of inflation hedging ability and wealth effect in Korea, if we consider the structural breaks.

주 제 어 : 주택가격, 물가, 벡터오차수정모형, 구조변화

Keywords : housing price, inflation, VECM, structural break

\* 이 논문은 영산대학교 교내연구비 지원에 의해 연구되었음

\*\* 영산대학교 부동산금융학과 교수, yslee@ysu.ac.kr

## I. 서론

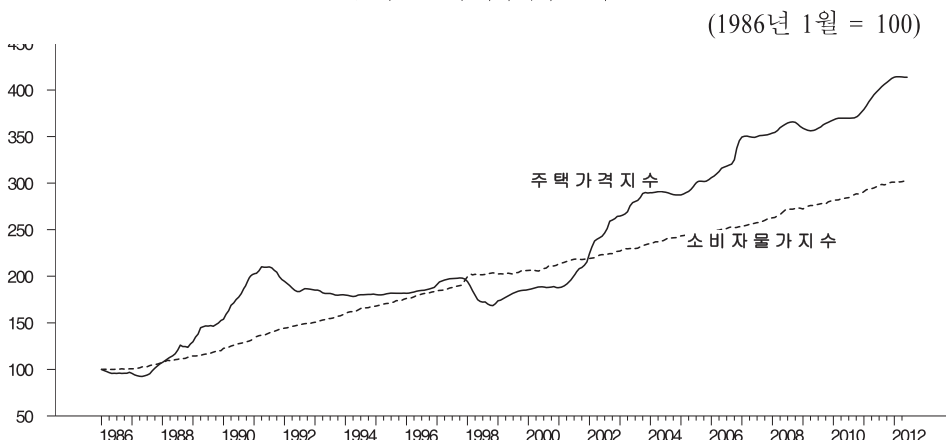
최근 주택시장의 정체와 함께 주택가격 상승세가 둔화되면서, 우리나라의 주택가격이 인플레이션에 대한 헤징 능력을 갖고 있는가에 대한 관심이 높아지고 있다.<sup>1)</sup> 본 연구에서는 이러한 관심에 맞추어 우리나라에서의 주택가격과 물가의 관계를 실증적으로 분석하고자 한다.

주택가격과 물가의 관계, 특히 주택가격의 인플레이션 헤징에 관한 실증적 분석은 크게 세 가지 형태로 이루어지고 있다. 첫째는 자산 수익률에 대한 선형 회귀방정식을 이용하는 방식으로, 헤징 여부에 대한 판단은 외생변수인 인플레이션의 추정계수에 대한 검정을 통해 이루어진다. 이 방식을 사용한 논문으로는 선구적 논문인 Fama and Schwert(1977)를 위시하여 많은 논문들이 있으며, 국내 논문으로는 최희갑·임병준

(2009)이 있다. 두 번째 형태는 부동산가격과 물가를 포함한 거시경제관련 내생변수들로 구성된 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용한 분석이다. 이 모형에서는 충격반응함수를 이용하거나, 자산 수익률과 인플레이션의 상관계수가 투자시계(investment horizon)에 따라 어떻게 변하는지를 분석하게 된다. 충격반응함수를 이용한 국내논문으로는 심성훈(2006), 이영수(2008), 손종철(2010) 등이 있으며, 이영수(2011)는 투자시계효과 모형을 이용하였다. 세 번째는 주택가격과 물가의 장기적 균형 관계 및 단기적 동학을 동시에 고려하는 방식으로 벡터오차수정모형(VECM), 자기회귀시차분포(ARDL)모형, 다변량공통요인(multivariate common factor) 모형 등을 이용하게 된다. 국내논문으로는 VECM을 이용한 송준혁(2012)이 있다.

주택가격과 물가는 서로 영향을 미치면서 상호 유기적인 관계를 갖게 된다. 주택가격의 상승은 자산효과를 통해 물가 상승을 유발할 수 있

〈그림 1〉 주택가격과 물가



주: 주택가격지수는 아파트가격지수(국민은행)임.

1) 통계청의 가계자산조사(2006년)에 따르면, 우리나라 가계순자산에서 주택자산이 차지하는 비중은 52.8%로 매우 높은 비율을 차지하고 있으며, 주택가격이 물가상승을 반영할 수 있는가에 대한 관심은 자연스럽다 할 것이다.

며, 물가상승은 임대료 상승을 통해 주택가격 상승으로 이어질 수 있다.<sup>2)</sup> 따라서 주택가격과 물가의 동학적 구조를 실증적으로 살펴보기 위해서는 주택가격과 물가를 모형의 내생변수로서 함께 고려할 필요가 있다. 본 연구에서는 VECM을 이용하여 우리나라에서의 물가와 주택가격간의 장단기 동학 구조를 실증적으로 분석하고자 한다.<sup>3)</sup> 모형내의 변수는 주택가격과 물가의 두 변수만을 고려한다.<sup>4)</sup>

VECM을 이용한 분석을 통해 다음의 네 가지에 초점을 맞춘다. 첫째는 주택가격과 물가의 장기적 균형 관계가 존재하는가에 대한 분석이며, 둘째는 장기적 균형이 깨어졌을 때 균형으로의 회귀는 주택가격이 주도하는가 아니면 물가가 주도하는가에 대한 분석이고, 셋째는 주택가격과 물가의 단기적 인과 관계를 분석하는 것이며, 넷째는 물가와 주택가격 상호간의 장단기 동학적 연계 구조를 살펴보는 것이다. 단기적 인과 관계는 그랜저 인과 검정을, 그리고 장단기 동학적 연계 구조는 Pesaran and Shin(1998)의 일반화 충격반응함수를 이용하였다.

본 연구에서의 데이터 기간은 1986년 1월부터 2012년 6월까지이다. 이 기간 중 발생한 외환위

기 및 금융위기는 우리 경제구조에 지대한 영향을 미친 것으로 사료되며, 주택가격과 물가의 관계에도 큰 변화를 초래하였을 가능성이 높다. 이러한 구조적 변화는 VECM을 구성하는 각 방정식의 계수 변화를 통해 나타나게 된다. 본 연구에서는 Qu and Perron(2007)의 방법을 이용하여 VECM에서의 구조변화 여부 및 구조변화 시점을 추정하였으며, 이를 바탕으로 기간을 구분하고 각 기간별로 주택가격과 물가의 관계가 어떻게 나타나는가를 살펴보았다.<sup>5)</sup>

본 논문의 구성은 다음과 같다. I장의 서론에 이어, II장에서는 주택(부동산)가격과 물가와의 관계를 실증 분석한 선행논문들을 살펴보았다. III장에서는 모형의 설정 및 분석방법에 대해 기술하였으며, IV장에서는 실증분석 결과를 설명하였다. V장은 결론이다.

## II. 선행연구

주택가격 혹은 부동산가격이 물가 헤징 능력을 갖고 있는가에 대한 실증 분석은 Fama and

- 2) 다른 모든 부동산과 마찬가지로 주택의 가치 역시 미래 임대료 흐름의 현재가치로 나타낼 수 있다. 물가 상승이 임대료 상승으로 이어진다면 주택가격 역시 상승할 수 있을 것이다.
- 3) 송준혁(2012)도 본 연구에서와 같이 VECM을 이용하였다. 그러나 송준혁의 모형에서는 물가가 주택가격에 미치는 영향이 분석되지 않는다. 보다 자세한 내용은 2장의 선행연구 참조.
- 4) 변수를 늘리는 경우 변수간의 관계를 보다 명확히 하는 장점이 있으나, 추정된 공적분 벡터가 주택가격과 물가의 장기적 관계를 의미하는지 아니면 다른 변수들간의 장기적 관계인지 불명확해질 수도 있다. Stevenson(2000), Glascock et al.(2002), Wang et al.(2008) 등도 본 연구에서와 같이 두 변수 VECM을 사용하고 있다.
- 5) 송준혁(2012)도 VECM 모형에서 구조변화를 다루고 있다. 송준혁의 경우에는 모형의 구조변화가 공적분 벡터의 상수항에만 발생하는 것으로 상정하였으나, 본 연구에서는 공적분 벡터 및 오차수정모형내의 모든 계수에서 모형의 구조변화가 발생할 수 있는 것으로 상정하고 있다는 점에서 차이가 있다. 송준혁(2012)은 Gregory and Hansen(1996)의 구조변화 검정 방법을 이용하였다.

Schwert(1977)로부터 출발한다.<sup>6)</sup> Fama and Schwert는 선형 회귀방정식을 이용하였는데, 인플레이션을 기대된 인플레이션과 기대되지 않은 인플레이션으로 구분하였다. Fama and Schwert 이후 여러 국가들에 이러한 방식을 적용한 수많은 논문들이 발표되었으며, 그 결과는 대체적으로 기대된 인플레이션에 대해서는 상당한 헤지가 이루어지고 있으나, 기대되지 않은 인플레이션에 대해서는 헤지 여부가 불분명한 것으로 보고되고 있다.<sup>7)</sup> 우리나라의 경우에는 최희갑·임병준(2009)의 연구가 있는데, 1992년 4분기부터 2008년 4분기까지의 데이터를 이용한 분석 결과는 주택자산이 기대된 인플레이션이나 기대되지 않은 인플레이션 모두에 대해 역헤지 현상을 보이는 것으로 보고하고 있다.

투자시계효과 모형을 이용하여 자산수익률의 인플레이션 헤지를 다룬 해외 논문으로는 Hoevenaars et al.(2008), Amenc et al.(2009), Fleischmann et al.(2010), Rehring(2011) 등이 있다. Hoevenaars et al.(2008)와 Amenc et al.(2009)는 미국의 데이터를, 그리고 Fleischmann et al.(2010)과 Rehring(2011)은 영국의 데이터를 사용하였는데, 미국 데이터에서는 부동산가격의 헤징 능력이 없는 것으로 그리고 영국 데이터에서는 헤징 능력이 있는 것으로 분석되었다. 이영수(2011)는 1987년부터 2011년 1분기까지의 우리나라의 데이터를 이용한 분석에서 주택가격의 헤지 현상이 장기 시계에서 존재하는 것을 발견하

였다.

VAR을 이용한 해외논문으로는 Chirinko et al.(2004)와 Ewing and Payne(2005) 등이 있다. Chirinko et al.(2004)는 1979년부터 1998년까지의 선진 13개 국가의 분기별 데이터를 이용하여, 주택가격의 변화가 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하였다. 모형은 구조벡터자기회귀(SVAR) 모형을 사용하였으며, 충격반응함수를 통한 분석 결과는 13개 국가 중 오스트리아, 프랑스, 스페인의 3개국을 제외한 10개 국가에서 주택가격 상승이 물가상승을 초래하는 것으로 분석되었다. 한편, Ewing and Payne(2005)은 인플레이션이 REITs 수익률에 미치는 영향을 일반화 충격반응함수를 통해 살펴보았다. 1980년 1월부터 2000년 9월까지의 미국데이터를 사용하였으며, 결과는 역헤지 현상이 나타나는 것으로 보고하였다.

VAR을 이용한 국내논문으로는 심성훈(2006), 이영수(2008), 손종철(2010) 등이 있다. 심성훈(2006)은 주택가격, 물가, 소득 등 8개의 경제변수를 사용하여 물가가 주택가격에 미치는 효과를 분석하였다. 일반화 충격반응함수를 통한 동태적 분석 결과는 물가충격이 주택가격을 상승시키는 효과가 외환위기 이전에는 나타나지 않으나, 외환위기 이후(1999년 1분기-2005년 3분기)에는 주택가격을 상승시키는 효과가 나타나고 있는 것으로 보고하였다. 이영수(2008)는 주택가격을 포함하는 6개의 거시경제변수를 사용한 구조 VAR 모형 분석을 통해 물가상승은 주택가격을 상승시

6) Fama and Schwert(1977)는 1953년부터 1971년까지의 미국 자료를 이용하여 채권, 주식, 주거용 부동산의 물가 헤징 효과를 비교하였는데, 주식을 제외하고는 모두 인플레이션에 대한 헤징 효과를 갖고 있으며, 특히 주거용 부동산의 헤징 효과가 높은 것으로 분석하였다.

7) Sing and Low(2000) 및 Chen and Sing(2006)은 이와 관련된 선행 논문의 실증 분석 결과들을 잘 정리하고 있다.



키는 효과를 갖는 것으로 분석하였다. 분석기간은 1987년 1월부터 2008년 6월까지이다. 손종철(2010)은 10개 변수로 구성된 베이지언 VAR 모형을 사용하였다. 충격반응함수 분석을 위한 모형의 식별은 출레스키 분해를 이용하였는데, 변수의 순서는 연역적 인과추론 방법을 이용하여 결정하였다. 충격반응분석의 결과는 물가상승이 주택가격을 하락시키는 역혜지가 발생한 것으로 나타났다.

VECM을 이용하여 주택가격과 물가의 관계를 분석한 해외논문으로는 Stevenson(2000), Glascock et al.(2002), Apergis and Rezitis(2003), Wang et al.(2008) 등이 있다. Stevenson(2000)은 1968년부터 1997년까지의 영국의 데이터를 이용한 분석에서 주택가격과 물가는 장기적인 균형관계를 갖고 있으며, 물가가 주택가격에 영향을 미치는(Granger-cause) 것이 아니라 주택가격이 물가에 영향을 미치고 있다는 분석 결과를 발표하였다. Apergis and Rezitis(2003)는 그리스의 경우 주택가격과 물가가 장기적인 균형관계를 갖고 있으며, 물가상승이 주택가격 상승으로 이어지는 헤징 현상이 있다고 보고하였다. Glascock et al.(2002)은 부동산증권가격(REITs)과 물가의 두 개 변수로 구성된 VECM을 이용하여 1972년부터 1995년까지의 미국의 데이터를 분석하였다. 분석 결과는 부동산증권가격과 물가가 장기적인 균형관계를 갖고 있으며, 균형이 깨어졌을 때의 조정은 부동산증권가격의 변화를 통해 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 부동산가격의 방정식에서 물가관련 단기 계수들의 부호가 모두 음(-)으로 추정되고 있어서 부동산증권가격이 물가에 대해 역혜징 현상이 나타나고 있음을 보고

하고 있다. Wang et al.(2008)은 경제상황에 따라 물가상승이 주택가격에 미치는 영향이 달라질 수 있다고 지적하면서, TVECM(Threshold VECM)을 통해 대만의 1991년부터 2006년까지의 월간 데이터를 분석하였다. 임계값(threshold) 결정을 위해 사용된 변수는 물가상승률이었다. 분석 결과는 물가상승률이 높은 경우 주택가격이 인플레이션에 대한 헤징 수단이 될 수 있으나, 물가상승률이 낮을 때는 그러한 기능이 없는 것으로 나타났다.

VECM을 이용한 국내논문으로는 송준혁(2012)이 있다. 송준혁(2012)은 주택가, 전세가, 물가, 실질이자율의 4개 변수로 구성된 SVECM(Structural VECM)을 설정하였으며, 구조적 충격 변수들로는 주택시장 및 전세시장의 가격 충격, 통화 충격, 실질이자율 충격을 고려하고 있다.<sup>8)</sup> 데이터 기간은 1987년 1월부터 2011년 4월까지이다. 송준혁(2012)은 Gregory and Hansen(1996)의 방법을 이용하여 공적분 관계식의 구조변화 여부를 검정하였는데, 기간 중 한 번의 구조변화가 발생한 것으로 검정되었으며, 구조 변화 시점은 2002년 10월로 추정되었다. 충격반응함수를 이용한 분석 결과는 구조변화에 대한 고려여부에 상관없이 주택가격 상승은 물가를 상승시키는 효과가 있는 것으로 보고하고 있다.

VECM 이외의 모형을 사용하여 물가와 주택가격의 장단기 동학구조를 살핀 해외 논문으로는 Anari and Kolari(2002)와 Chen and Sing(2006)이 있다. Anari and Kolari(2002)는 ARDL 모형을 사용한 분석을 통해 미국의 주택가격과 물가의 두 변수가 장기적 균형관계를 갖고 있으며, 단기적으로 주택가격의 인플레이션 헤징 능력도 존재하

8) 이러한 모형의 구조상, 송준혁(2012)의 SVECM에서는 물가가 주택가격에 미치는 영향이 분석되지 않는다.

고 있다고 분석하였다. 데이터 기간은 1968년부터 2000년까지이다. Chen and Sing(2006)은 다변량공통요인(multivariate common factor) 모형을 이용하여 5개 국가<sup>9)</sup>에서의 주택가격의 인플레이션 헤징 여부를 검토하였다. 분석 결과는 5개 국가 모두에서 인플레이션에 대한 헤징이 이루어지나, 그 정도는 상당한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 장기 인플레이션에 대해서는 대만의 주택가격에서 가장 효과적인 헤징이 이루어지고 있으며, 장단기 인플레이션을 모두 고려하는 경우, 싱가포르 주택시장에서의 헤징 능력이 가장 효과적이라는 결과를 발표하였다.

### III. 계량 모형 및 방법론

#### 1. 벡터오차수정모형

본 연구에서는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여, 물가와 주택가격간의 장단기 동학적 구조를 분석한다. 일반적으로 벡터오차수정모형은 식 (1)과 같이 표현된다.

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

위 식에서  $X_t$ 는 내생변수 벡터이고  $\Pi$ 와  $\Gamma_i$ 는 계수행렬이며,  $\varepsilon_t$ 는 선형예측오차로서 0의 평균과  $\Sigma$ 의 공분산행렬을 갖는다. 1차 적분변수들로 구

성된 벡터  $X_t$ 가 공적분 관계를 갖는다면,<sup>10)</sup>  $Z_t = \beta'X_t$ 와  $\Pi = \alpha\beta'$ 의 관계가 성립한다. 여기서  $\beta$ 는 공적분 벡터들로 구성된 계수행렬이며,  $Z_t = 0$ 인 경우  $\beta'X_t$ 는 변수들간의 장기균형관계를 의미한다. 따라서  $Z_t$ 는 변수들간의 균형조건으로부터의 이탈을 측정하는 부분으로 오차수정항(ECT)으로 불리며,  $\alpha$ 는 균형관계가 깨졌을 때 균형으로 얼마나 빨리 회귀하는가를 나타내는 조정계수 행렬이다.

주택가격( $h_t$ )과 물가( $p_t$ )간에 1개의 공적분이 존재한다면, 벡터오차수정 모형은 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$\Delta h_t = \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta h_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta p_{t-i} + \alpha_1 (\beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 p_{t-1}) + \varepsilon_t^h \quad (2)$$

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} \Delta h_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{4i} \Delta p_{t-i} + \alpha_2 (\beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 p_{t-1}) + \varepsilon_t^c \quad (3)$$

위 식에서  $h_t$ 는 로그로 변환된  $t$ 기의 주택가격이며,  $p_t$ 는 로그로 변환된  $t$ 기의 물가이다.  $\Delta$ 는 차분을 표시한다. 식의 우변에 있는  $(\beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 p_{t-1})$ 은 오차수정항(ECT<sub>t-1</sub>)으로서, 물가와 주택가격이 장기적으로 양(+)의 상관관계를 갖고 있다면  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 각기 다른 부호를 갖게 된다. 또한 조정계수  $\alpha_1$ 과  $\alpha_2$ 는  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 와 각각 서로 다른 부호를 가져야 한다.<sup>11)</sup>

9) 홍콩, 일본(동경), 싱가포르, 대만, 영국의 5개 국가이다.

10) 벡터오차수정모형이 성립하기 위해서는  $X_t$ 를 구성하는 모든 변수들이 1차 적분변수, 즉  $I(1)$ 이어야 한다.

11) 예컨대  $\beta_1 > 0$ 이고 오차수정항(ECT<sub>t-1</sub>) > 0이라면, 장기균형조건에 비해 주택가격이 상대적으로 높다는 것을 의미한다. 물가와 주택가격의 관계가 장기균형으로 회귀하기 위해서는 주택가격이 하락하여야 하며,

주택가격과 물가간의 장기적인 균형관계가 존재하는가의 여부는 공적분 검정을 통해 이루어진다. 본 연구에서는 벡터오차수정모형에서 일반적으로 사용되는 요한슨 공적분 검정 방법을 사용하였다.<sup>12)</sup>

## 2. 그랜저 인과검정 및 일반화 충격반응 함수

주택가격과 물가의 상호 인과관계는 그랜저 인과검정을 이용하였다. 공적분 관계가 존재하는 경우, 그랜저 인과검정은 벡터자기회귀(VAR) 모형보다는 벡터오차수정모형(VECM)에서 이루어져야 할 것이다.<sup>13)</sup> 본 연구에서는 위의 식 (2)와 (3)의 벡터오차수정모형을 통해 그랜저 인과관계를 검정하였다. 그랜저 인과검정을 위한 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_0: \gamma_{21} = \gamma_{22} = \dots = \gamma_{2p} = 0 \quad (4)$$

$$H_0: \gamma_{31} = \gamma_{32} = \dots = \gamma_{3p} = 0 \quad (5)$$

식 (4)는 물가가 주택가격을 그랜저-코즈(Granger-cause)하는가에 대한 귀무가설이며, 식 (5)는 주택가격이 물가를 그랜저-코즈하는가에 대한 귀무가설이다. 귀무가설이 기각되면 인과성(그랜저-코즈)이 있는 것으로 판단한다.

주택가격과 물가의 상호 동적 관계(dynamic relation)는 충격반응함수를 통해 살펴볼 수 있다. 충격반응함수를 구하기 위해 식 (1)을 무한이동

평균과정(infinite moving average process)으로 표현하면,

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (6)$$

식 (6)에서  $C_i$ 는 식 (1)의 계수항들을 통해 구해지며, 충격반응함수 값을 구하기 위해서는 모형내의 충격과 잔차항( $\varepsilon_t$ )와의 관계에 대한 식별이 필요하다. 식별의 한 방법으로 출레스키 분해에 의한 직교형 충격반응함수를 사용하기도 하나, 이 방식은 변수배열 순서에 따라 그 결과가 크게 달라지는 단점이 있으며, 특히 물가와 주택가격처럼 상호 관련성이 높은 경우, 그 결과에 대한 신뢰성이 크게 떨어지게 된다.

본 연구에서는 충격반응 분석을 위해 Pesaran and Shin(1998)의 일반화 충격반응함수를 이용하였다. 일반화 충격반응함수에서는 모형내의  $j$ 번째 식에서  $\delta_j$ 의 충격이 발생하면,  $\varepsilon_t$ 에 식 (7)과 같은 영향을 미치는 것으로 상정한다.<sup>14)</sup>

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) &= (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \\ &= \sum e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \end{aligned} \quad (7)$$

위 식에서  $\sigma_{jj}$ 는  $\varepsilon_t$ 의 공분산 행렬( $\Sigma$ )의  $ij$ 번째 요소이며,  $e_j$ 는  $j$ 번째 요소가 1이고 나머지는 0인 벡터이다. 식 (7)에서  $\delta_j = \sigma_{jj}$ 로 치환하면  $E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = \sum e_j$ 로 표현된다. 이는 결국 모형내의  $j$ 번째 식에 오차항의 분산( $\sigma_{jj}$ )만큼 충격이 발생하면,  $i$ 번째 식에서는 당기에 오차항간의 공분산( $\sigma_{ij}$ )

이러한 관계는  $\alpha_1 < 0$ 를 의미한다.

12) 요한슨 공적분 검정에 관한 자세한 내용은 Johanson and Juselius(1992) 참조.

13) 보다 상세한 내용은 Engle and Granger(1987) 참조.

14) 식 (7)의 유도는 Koop et al.(1996) 참조.

만큼의 영향이 나타나게 된다는 것을 의미한다.

식 (7)의  $\varepsilon_t$ 의 조건부 기대치를 식 (6)에 적용하면, 모형내의 j번째 방정식에서 t기의  $\delta_j$  충격이  $\Delta X_{t+n}$ 에 미치는 영향, 즉 일반화 충격반응함수를 구할 수 있다. 충격의 크기를 표준편차로 조정하면( $\delta_j = \sigma_{jj}^{-1/2}$ ), 일반화 충격반응함수는 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Psi_{\Delta x, j}^{\varepsilon}(n) = \sigma_{jj}^{-1/2} C_n \Sigma \varepsilon_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (8)$$

위 식에서  $C_n$ 은 식 (6)에서  $i = n$ 일 때의 계수이다.

### 3. 구조변화 검정

T기간 중 m번에 걸쳐 모형의 구조변화(structural break)가 발생하는 경우, 식 (1)은 각 기간별로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\Delta X_t = \Pi^{(j)} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i^{(j)} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (j=0,1,\dots,m) \quad (9)$$

위 식에서 j는 j번째 구조변화를 표시한다. 오차항( $\varepsilon_t$ )도 구조변화에 따라 서로 다른 공분산행렬을 가질 수 있는 것으로 가정하며, 각 기간별 공분산행렬은  $\Sigma_j$ 로 표기한다.

Qu and Perron(2007)은 VECM을 포함하는 다변량 방정식(multi-equation) 모형에서 구조변화를 검정하기 위한 다음과 같은 검정 통계량을 제시하였다.

$$\begin{aligned} \sup LR_T &= \sup 2[\log \hat{L}_T(T_1, \dots, T_m) - \log \tilde{L}_T] \\ &= 2[\log \hat{L}_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) - \log \tilde{L}_T] \quad (10) \end{aligned}$$

위 식에서 sup는 상한(least upper bound)을 의미하며,  $\log \hat{L}_T$ 와  $\log \tilde{L}_T$ 은 각각 구조변화가 발생하였을 경우와 발생하지 않았을 경우의 로그 우도함수를,<sup>15)</sup> 그리고  $\hat{T}_i$ 은 i번째 구조변화시점  $T_i$ 에 대한 추정치를 표시한다.  $T_m$ 은 m번째 구조조정 시점으로서, m번에 걸쳐 모형의 구조변화가 발생하였다고 상정하고 있으므로 마지막 구조변화 시점을 의미한다. Qu and Perron은 검정통계량  $\sup LR_T$ 가 위너 과정(Wiener process)을 포함하는 극한분포(limiting distribution)를 가지며,<sup>16)</sup> 구조변화의 횟수(m), 모형에서 계수 및 공분산행렬요소의 개수(q), 구조변화가 발생할 수 있는 최저기간 비율( $\varepsilon$ )의<sup>17)</sup> 함수라고 설명하면서, 다음과 같은 절차를 통해 구조변화의 여부 및 횟수를 검정하기를 권고하고 있다.<sup>18)</sup>

첫째, double maximum 검정을 통해 구조변화

15) 로그 우도함수는 다음과 같은 형태를 갖는다:  $\log \hat{L}_T(T_1, \dots, T_m) = -\frac{Tn}{2} (\log 2\pi + 1) - \sum_{j=1}^{m+1} \frac{T_j - T_{j-1}}{2} \log |\hat{\Sigma}_j|$ .

이 식에서  $T_0=1, T_{m+1}=T$ 이다.

16) 극한분포의 구체적 형태는 Qu and Perron(2007)의 정리5 참조. 이러한 극한분포의 임계치는 시뮬레이션을 통해 구하게 되는데, 구체적인 임계치는 Bai and Perron(1998, 2003)에 정리되어 있다.

17) 최저기간 비율은 표본기간 T에 대한 비율로 표시된다. ( $\varepsilon = \frac{T_{i+1} - T_i}{T}$ )

18) 이러한 검정방식은 Bai and Perron(1998)에 의해 처음 제시되었다.

가 발생하였는지를 검정한다. double maximum 검정은 모형의 구조변화가 최소한 1번은 발생하였는가의 여부를 검정하는 방법으로, UDmaxLR<sub>T</sub>(M)과 WDmaxLR<sub>T</sub>(M)의 두 가지 통계량을 이용하게 된다.

$$DmaxLR_T(M) = \max_{1 \leq m \leq M} a_m \sup LR_T \quad (11)$$

위 식에서 모든 m에 대해 a<sub>m</sub> = 1인 경우가 UDmaxLR<sub>T</sub>(M)이며, a<sub>m</sub> =  $\frac{c(\alpha, 1)}{c(\alpha, m)}$ 인 경우가 WDmaxLR<sub>T</sub>(M)이다. c(α,m)은 supLR<sub>T</sub> 통계량에 대한 유의수준 α에서의 점근적 임계치(asymptotic critical value)를 표시한다.

둘째, double maximum 검정에 의해 구조변화가 발생한 것으로 검정되면, 다음과 같은 SEQT(h+1|h) 통계량을 이용하여 구조변화 횟수를 검정한다.

$$SEQT(h+1|h) = \max_{1 \leq j \leq h+1} \sup_{\tau} \{ \ln r_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_h) - \ln r_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_h) \} \quad (12)$$

구조변화 횟수 검정에서 귀무가설은 h번의 구조변화가 발생하였다는 가설이며, 대립가설은 h+1번의 구조변화가 발생하였다는 가설이다. 구조변화 횟수의 검정은 h의 크기를 점차 늘려가면서, 대립가설이 기각될 때까지 계속하게 된다.

## IV. 실증 분석

### 1. 데이터 및 구조변화 검정

본 연구에서 사용되는 변수는 주택가격과 물가이다. 주택가격은 국민은행에서 발표되는 아파트 가격지수를 이용하였으며, 물가는 통계청에서 발표되는 소비자물가지수(CPI)를 이용하였다. 소비자물가지수는 집세를 제외한 지수를 사용하였으며,<sup>19)</sup> X12-ARIMA로 계절 조정하였다. 데이터 기간은 1986년 1월부터 2012년 6월까지이다. 식 (1)의 VECM 모형을 추정하고 분석하기 위해서는 먼저 모형의 차수(lag)가 결정되어야 한다. 본 연구에서 모형의 차수 p는 아카이케 정보 기준(AIC)에서 적정차수로 계산되는 4로 설정하였다.

〈표 1〉 구조변화 검정 결과

검정 통계량	UDmax: 412.80***
	WDmax: 504.09***
	SEQT(1 0): 159.23***
	SEQT(2 1): 104.39***
	SEQT(3 2): 66.23***
	SEQT(4 3): 51.06***
	SEQT(5 4): 25.51
구조변화 시점	1991:11    1997:12
	2004:8     2007:9

주: \*\*\*는 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

<표 1>은 식 (9)에서 구조변화가 발생하였는지에 대한 검정 및 구조변화 시점 추정 결과이다.<sup>20)</sup> 표에서 보는 바와 같이 UDmax와 WDmax

19) 집세(주택임차료)는 전월세가격을 포함하여 계산되며, 주택가격과 직접적인 관련을 갖고 있다. 주택가격이 물가에 미치는 직접적인 영향을 제거하기 위해 본 연구에서는 집세를 제외한 소비자물가지수를 사용하였다. 집세제외 소비자물가지수는 집세의 가중치(9.18%)를 이용하여 재계산하였다.

〈표 2〉 요약통계량

	전체기간 (1986:1-2012:6)	기간1 (1986:1-1997:11)	기간2 (1999:1-2007:8)	기간3 (2007:9-2012:6)
$\Delta$ pt 평균	0.36	0.45	0.24	0.28
분산	0.17	0.17	0.09	0.09
$\Delta$ ht 평균	0.45	0.48	0.69	0.28
분산	1.19	1.65	0.74	0.16
상관계수	0.01	0.12	-0.17	0.22

주 1) 기간 2의 시작 시점은 외환위기가 끝난 1999년 1월로 설정하였다.  
 2) 상관계수는  $\Delta$ pt와  $\Delta$ ht의 상관계수이다.

는 모두 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 모형에서 최소한 한 번의 구조적 변화가 발생한 것으로 판단할 수 있다. 구조변화 횟수를 검정하기 위한 SEQT(h+1|h)는 h=4에서 검정통계량이 유의적이지 않으며, 이러한 결과에 따라 모형의 구조변화는 4번 발생한 것으로 판단할 수 있다. 구조변화시점은 1991년 11월, 1997년 12월, 2004년 8월, 2007년 9월이다.

본 연구에서는 네 번의 구조변화 중 1997년 12월과 2007년 9월의 두 차례에 걸친 구조변화만을 채택하였다. 1997년 12월과 2007년 9월은 각각 외환위기 및 금융위기 시점과 관련이 있다는 점에서 보다 확실한 구조변화 시점이 될 것으로 판단되기 때문이다. 또한 1986년 1월부터 1991년 10월까지의 기간 중에는 공적분이 존재하지 않는 것으로 검정되며, 2004년 8월부터 2007년 8월까지의 장기균형관계를 살피기에는 기간이 너무 짧다는 문제점도 고려하였다.

<표 2>는 기간 구분 및 각 기간별 데이터 특성을 보여주고 있다. 표에서 보는 바와 같이 기간 1에서는 물가상승률이 가장 높았으며, 기간 2에서는 주택가격 상승률이 특히 높았고, 기간 3에서는 주택가격 상승률이 가장 낮았으며, 물가와 주택가격 상승률의 상관계수가 가장 높았다. 기간 2에서 두 변수의 상관계수가 음(-)으로 나타나는 것도 특기할 만하다.

<표 3>은 변수들에 대한 각 기간별 단위근 검정결과이다. 표에서 보는 바와 같이 대부분의 경우 변수들은 ADF 검정과 PP 검정을 통과하면서, I(1)이라는 결과를 보여주고 있다. 다만 기간 2에서의 주택가격과 기간 3에서의 물가가 ADF 검정을 통과하지 못하고 있다. 그러나 두 경우 모두 PP 검정을 통과하고 있고, DF 검정 결과도 1%의 유의수준에서 I(1)이라는 결과를 보여주고 있어<sup>21)</sup> 모든 변수를 I(1)이라고 간주하여도 큰 무리는 없는 것으로 판단된다.

20) 구조변화 검정 및 시점 추정을 하기 위해서는 계속적인 반복 계산이 필요하다. 반복 계산에서 오차수정항은 최소자승법을 이용한 추정치를 사용하였으며, 이때의 회귀식은  $p_t = a + b \cdot h_t$ 로 설정하였다. 한편, 구조변화 검정을 위한 검정통계량은 최저 기간비율( $\epsilon$ )에 따라 다르게 나타난다. 본 연구에서는  $\epsilon = 0.1$ 로 설정하였으며, double maximum 검정에서의 M은 4로 설정하였다.

21) 기간 2에서의 DF 검정 결과는  $h_t(-0.81)$ ,  $\Delta h_t(-4.50^{***})$ 이며, 기간 3에서의 DF 검정 결과는  $p_t(-1.85)$ ,  $\Delta p_t(-5.86^{***})$ 이다. 여기서 ( )안은 DF 검정 통계량이다.



〈표 3〉 단위근 검정 결과

	전체기간		기간1		기간2		기간3	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
pt	-0.94	-0.52	-1.02	-1.52	-2.24	-2.78	-3.00	-2.56
4pt	-7.22***	-13.73***	-4.12***	-10.11***	-5.67***	-9.73***	-2.77	-6.06***
ht	-2.64	-1.46	-1.67	-0.71	-1.71	-1.24	-1.37	-1.32
Δht	-4.68***	-7.05***	-3.40*	-5.38***	-2.72	-4.49***	-3.51**	-3.16*

주 1) ADF는 Augmented Dickey-Fuller 검정, PP는 Phillips-Perron 검정이다.  
 2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨을 표시한다.  
 3) 검정을 위한 차수(lag)는 4로 설정하였으며, 검정식에는 상수항과 추세항을 고려하였다.

〈표 4〉 요한슨 공적분 검정 결과

공적분 수	전체기간		기간1		기간2		기간3	
	통계량	P값	통계량	P값	통계량	P값	통계량	P값
0	58.324***	0.000	40.387***	0.000	28.219***	0.003	22.057**	0.026
1	4.565	0.346	7.992*	0.084	5.046	0.288	5.474	0.244

주 1) 통계량은 trace 통계량임.  
 2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨을 표시함.  
 3) 검정식의 형태는 식 (2)-(3)과 같으며, 차수(lag)는 4로 설정하였음.

〈표 4〉는 공적분 검정 결과이다. 공적분 검정은 요한슨 검정을 이용하였다.<sup>22)</sup> 검정 결과는 5% 유의수준 하에서 모든 기간에 걸쳐 1개의 공적분 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.

## 2. 추정 결과

벡터오차수정모형(VECM)을 추정하기 위해서는 먼저 공적분 벡터  $\beta$ 가 결정되어야 한다. 본 연구에서는 공적분 벡터  $\beta$ 는 Johansen의 최우추정법(MLE)을 이용하여 추정하였으며, 이를 통해 계산되는 오차수정항의 추정치를 이용하여 식 (2)와 식 (3)을 통상최소자승법(OLS)으로 추정하였다. 〈표 5〉는 모형에 대한 기간별 추정 결과이다.

〈표 5〉 하단의 오차수정항은 주택가격과 물가

의 장기균형 관계를 보여주고 있다. 두 변수( $p_t$ 와  $h_t$ )의 계수는 기간에 상관없이 서로 반대의 부호를 갖고 있으며, 통계적 유의성도 높다. 두 계수의 부호가 서로 다른 것은 장기적으로 주택가격과 물가가 정(+)의 관계를 갖고 있음을 의미한다. 계수의 크기로 볼 때, 주택가격과 물가의 장기적 균형식은 기간별로 상당한 차이를 보이고 있다.

장기균형이 깨어졌을 경우 그러한 괴리에 대한 조정을 나타내는 오차수정항( $ECT_{t-1}$ )의 계수는 전체기간을 제외하고는 모두 이론적 부호와 일치하고 있다. 전체기간의 경우, 주택가격 방정식( $\Delta h_t$ )에서 오차수정항의 계수가 음(-)의 부호를 가지면서 이론적 부호와 반대로 나타나고 있으나, 계수 자체의 통계적 유의성은 작다. 이러한 결과는 전체기간을 대상으로 한 모형에서 장기균형으로의 오차수정이 물가 변화를 통해 이루어지는

22) 요한슨 공적분 검정에 대해서는 Johansen and Juselius(1992) 참조.



〈표 5〉 모형추정 결과

	전체기간		기간1		기간2		기간3	
	$\Delta h_t$	$\Delta p_t$	$\Delta h_t$	$\Delta p_t$	$\Delta h_t$	$\Delta p_t$	$\Delta h_t$	$\Delta p_t$
$\Delta h_{t-1}$	0.681*** ( 12.22)	-0.032 (-1.07)	0.546*** (6.46)	0.027 (0.70)	0.777*** (7.75)	-0.107** (-2.31)	1.049*** (7.51)	0.134 (0.55)
$\Delta h_{t-2}$	0.194*** (2.97)	-0.024 (-0.68)	0.280*** (2.99)	-0.071* (-1.69)	-0.111 (-0.86)	0.026 (0.44)	-0.174 (-0.87)	0.586* (1.68)
$\Delta h_{t-3}$	-0.345*** (-5.29)	0.072** (2.06)	-0.305*** (-3.23)	0.052 (1.22)	-0.189 (-1.47)	0.042 (0.70)	0.161 (0.78)	-0.412 (-1.15)
$\Delta h_{t-4}$	0.253*** (4.52)	0.002 (0.08)	0.230*** (2.71)	0.058 (1.52)	0.205** (2.05)	-0.002 (-0.04)	-0.276** (-2.05)	-0.094 (-0.40)
$\Delta p_{t-1}$	-0.029 (-0.27)	0.219*** (3.83)	0.359* (1.85)	0.065 (0.75)	-0.325 (-1.50)	0.086 (0.85)	0.093 (1.18)	0.119 (0.86)
$\Delta p_{t-2}$	-0.134 (-1.25)	-0.076 (-1.31)	0.125 (0.64)	-0.161* (-1.85)	-0.159 (-0.74)	-0.161 (-1.60)	0.020 (0.26)	-0.261* (-1.97)
$\Delta p_{t-3}$	-0.053 (-0.50)	-0.029 (-0.49)	0.134 (0.70)	0.008 (0.09)	0.085 (0.40)	0.103 (1.04)	0.088 (1.16)	-0.266** (-2.03)
$\Delta p_{t-4}$	-0.060 (0.58)	0.030 (0.54)	0.343* (1.79)	0.033 (0.38)	0.050 (0.23)	-0.172* (-1.74)	-0.072 (-0.90)	0.052 (0.37)
ECT <sub>t-1</sub>	-0.002 (-0.66)	-0.006*** (-4.02)	0.015*** (2.70)	-0.005** (-2.01)	0.017 (0.68)	-0.011 (-0.87)	0.016* (1.83)	-0.039** (-2.60)
오차 수정항	(전체기간) ECT <sub>t</sub> = p <sub>t</sub> - 0.470*h <sub>t</sub> - 3.944 (-4.68) (-9.36)				(기간 1) ECT <sub>t</sub> = p <sub>t</sub> - 1.036*h <sub>t</sub> - 1.788 (-5.64) (-2.72)			
	(기간 2) ECT <sub>t</sub> = p <sub>t</sub> - 0.263h <sub>t</sub> - 4.648 (-2.67) (11.19)				(기간 3) ECT <sub>t</sub> = p <sub>t</sub> - 0.427h <sub>t</sub> - 3.792 (-2.37) (-4.62)			

주: ( )안은 t값을 표시함.

것을 의미한다.

기간1과 기간3에서는 오차수정계수의 부호들이 모두 이론적 부호와 일치하면서 통계적 유의성도 높게 나타나고 있다. 즉 두 기간에서는 장기균형으로의 오차수정이 물가와 주택가 모두에서 동시에 이루어졌음을 의미한다. 장기균형으로

의 조정속도는 기간 1의 경우, 물가방정식에서는 0.5% 주택가격방정식에서는 1.5%로 주택가격 변화를 통한 조정이 다소 빠르며, 기간 3의 경우에는 물가방정식에서 3.9% 주택가격방정식에서 0.7%로 물가 변화를 통한 조정이 상대적으로 빠르게 이루어지고 있다.<sup>23)</sup> 기간 2의 경우에는 두

23) 장기균형으로의 조정속도를 비교하기 위해서는 각 방정식에서 오차수정항에서의 해당 변수의 계수가 각각 1로 변환되어야 한다. 본 연구에서처럼  $ECT_t = \beta_0 + \beta_1 * h_t + p_t$ 의 형태인 경우,  $\Delta p_t$ 에서의 조정속

〈표 6〉 그랜저 인과검정 결과

귀무가설	전체기간		기간1		기간2		기간3	
	$\chi^2$	p값	$\chi^2$	p값	$\chi^2$	p값	$\chi^2$	p값
$h \nrightarrow p$	7.178	0.127	9.550**	0.048	7.949*	0.093	16.286***	0.003
$p \nrightarrow h$	2.931	0.569	8.034*	0.090	3.690	0.450	5.222	0.265

계수의 부호가 이론적 부호와 일치하나 통계적 유의성은 낮게 나타나고 있다.

### 3. 인과검정 및 충격반응함수 분석

주택가격과 물가간의 단기동학에서의 인과관계를 살펴보기 위해 그랜저 인과검정을 실시하였다. 본 연구에서는 벡터오차수정 모형을 이용하였으며, 가설검정은 Wald 검정( $\chi^2$ 통계량)을 이용하였다. <표 6>은 각 기간별 그랜저 인과 검정 결과이다.

표에서 보는 바와 같이, 전체기간에서는 두 개의 귀무가설 모두에 대해서 p값이 높게 계산되면서, 주택가격과 물가 간에는 인과관계가 존재하지 않는다는 검정 결과가 나타나고 있다. 그러나 기간을 구분하여 분석하는 경우 그 결과가 크게 달라지고 있다. 우선 모든 기간에서 주택가격이 물가를 10% 유의수준 하에서 그랜저-코즈하는 것으로 나타나고 있다. 본 연구에서 물가는 집세를 제외한 소비자물가이다. 따라서 이러한 결과는 우리나라의 경우, 주택가격의 변화가 자산효과를 통해서 단기적으로도 물가에 영향을 미치고 있음을 시사하고 있다. 한편, 물가가 주택가격을 그랜저-코즈하는 현상은 기간 1에서만 나타나고 있다. 기간 1의 경우, 물가상승률이 높았던 기간이었던 점을 감안하면, 물가상승률이 높은 경우

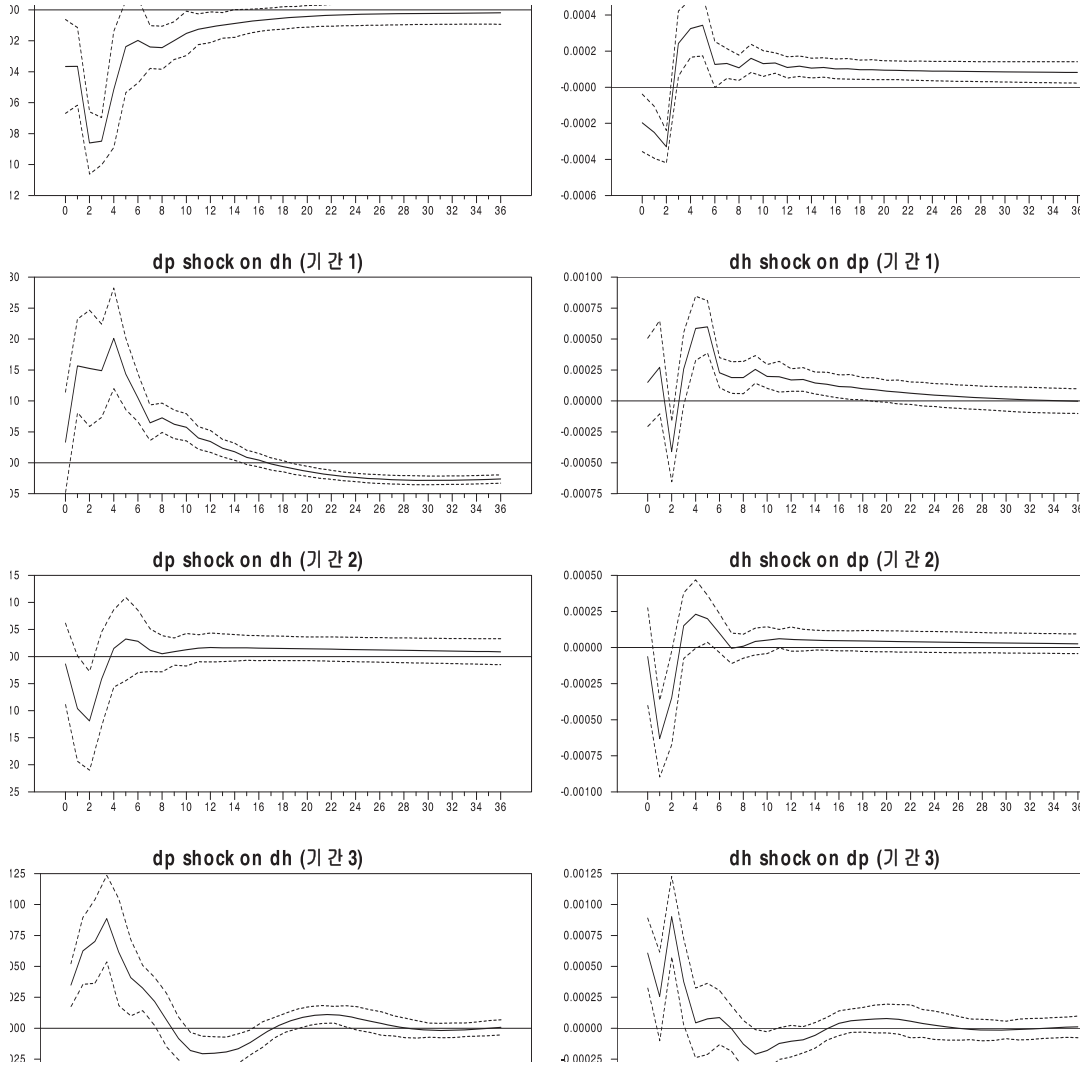
에만 물가가 주택가격을 그랜저-코즈한다는 결과를 보고한 Wang et al.(2008)의 분석과 유사한 결과를 보이고 있다.

장단기 동학을 모두 감안하여, 주택가격과 물가상승이 상호 어떻게 영향을 미치는가를 살펴보기 위해 본 연구에서는 일반화 충격반응함수를 사용하였다. <그림 2>는 물가상승률 혹은 주택가격증가율이 1단위 표준편차만큼 늘어났을 때의 충격반응함수이다. 그림의 왼편은 물가가 주택가격에 미치는 효과를 그리고 오른편은 주택가격이 물가에 미치는 효과를 보여주고 있다.

먼저 물가가 주택가격에 미치는 효과를 살펴보면, 전체기간의 경우 이론적 기대와는 달리 물가상승이 주택가격을 하락시키는 효과가 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 손종철(2010)의 결과와 같다. 그러나 기간별로는 물가상승이 주택가격을 상승시키는 효과를 보이고 있는데, 기간 1과 기간 3에서는 주택가격 상승효과가 즉시 나타나며, 기간 2에서는 4개월 이후부터 주택가격 상승효과가 나타나고 있다. 한편, 주택가격 상승이 물가 상승으로 이어지는 효과는 전체기간 및 각 기간에 걸쳐 모두 나타나고 있다. 주택가격이 상승하는 경우, 물가 상승효과는 기간 1과 기간 3에서는 즉시 나타나고 있으며, 전체기간과 기간 2에서는 3개월 이후부터 그러한 효과가 나타나고 있다.

도는  $ECT_{t-1}$ 의 계수이며,  $\Delta h_t$ 에서의 조정속도는  $ECT_{t-1}$ 의 계수에  $\beta_1$ 을 곱하여 얻게 된다.

〈그림 2〉 일반회충격반응함수



주: 점선은 1,000번의 몬테카를로 시뮬레이션에 의해 계산한 1단위 표준편차의 신뢰구간임.

<표 7>은 물가가 1%포인트 상승하였을 때 주택가격 수준에 미치는 누적효과를, 일반회충격반응함수를 이용하여 계산한 결과이다. 표에서 보는 바와 같이 물가상승률이 1% 포인트 증가하였을 때, 기간 1에서는 주택가격이 당기에 0.08% 증가되는 효과를 갖으며, 그 효과가 점차 커지면서 1년 후에는 주택가격을 3.42%, 2년 후에는 3.26%, 그리고 3년 후에는 주택가격을 2.38% 상

승시키는 것으로 나타나고 있다. 한편, 기간 2에서는 물가 1% 포인트의 상승이 1년 후에는 주택가격을 0.4% 하락시키나, 2년 후에는 주택가격을 0.15% 그리고 3년 후에는 주택가격을 0.66% 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 기간 3에서는 기간 1과 마찬가지로 장단기 모두에 걸쳐 물가상승이 주택가격 상승으로 이어지는 효과를 보이고 있는데, 효과의 크기는 기간 1에 비해 작게 나타

〈표 7〉 물가 1% 상승이 주택가격에 미치는 누적효과

(단위: %)

	전체기간	기간1	기간2	기간3
당기	-0.096	0.089	-0.048	0.144
1개월	-0.193	0.511	-0.394	0.403
2개월	-0.419	0.921	-0.822	0.693
3개월	-0.643	1.322	-0.970	1.059
1년	-1.175	3.424	-0.442	1.457
2년	-1.350	3.264	0.151	1.497
3년	-1.420	2.380	0.661	1.516

〈표 8〉 주택가격 1% 상승이 물가에 미치는 누적효과

(단위: %)

	전체기간	기간1	기간2	기간3
당기	-0.028	0.018	-0.010	0.438
1개월	-0.064	0.051	-0.116	0.623
2개월	-0.110	0.001	-0.174	1.275
3개월	-0.075	0.033	-0.149	1.547
1년	0.147	0.349	-0.024	1.154
2년	0.317	0.493	0.066	1.412
3년	0.463	0.516	0.129	1.384

나고 있다. 기간 3에서는 물가 1% 포인트의 상승이 3년 후에 주택가격을 1.52% 상승시키는 것으로 분석되었다.

〈표 8〉은 주택가격 1% 상승이 물가에 미치는 누적효과이다. 앞서서와 마찬가지로 주택가격이 물가 상승을 유발시키는 효과는 기간 2의 경우, 장기적인 현상으로 나타나고 있으며, 기간 1과 기간 3에서는 장단기 모두에 걸쳐 그러한 효과가 나타나고 있다. 주택가격 1% 포인트 상승이 3년 후의 물가수준에 미치는 장기 효과는 기간 3에서 1.38%로 가장 크게 나타나고 있으며, 기간 2에서 0.13%로 가장 작게 나타나고 있다. 기간 2는 주택가격 상승률이 가장 높았던 기간이며 반대로 기간 3은 주택가격 상승률이 가장 낮은 기간이다. 위의 분석 결과는 자산효과가 주택가격이 급

변하는 시기보다는 주택가격이 안정적인 시기에 더욱 커질 수 있음을 간접적으로 시사하고 있다.

## V. 결론

본 연구에서는 1986년 1월부터 2012년 6월까지의 한국의 데이터를 이용하여 물가와 주택가격의 장단기 동학적 연계 구조를 실증적으로 살펴 보았다. 분석 모형은 물가와 주택가격의 두 개 변수로 이루어진 벡터오차수정모형이며, 모형을 통해 두 변수간의 장기균형관계, 그랜저 인과검정, 일반화 충격반응함수 등의 분석을 하였다.

본 연구의 특징은 모형의 구조변화를 감안하

여 기간을 구분하였다는 점이다. 구조변화 여부에 대한 검정 및 구조변화시점 추정은 Qu and Perron(2007)의 방법을 이용하였다. 검정 결과 물가와 주택가격간의 동학적 연계구조에는 네 차례의 구조변화가 발생한 것으로 나타났으나, 본 연구에서는 외환위기 및 금융위기와 맥락을 같이하는 두 번의 구조변화만을 고려하였다.

모형의 구조변화를 감안한 분석 결과는 모형의 구조변화를 고려하지 않은 채 전체기간을 대상으로 분석한 결과와 커다란 차이를 보이고 있다. 모형의 구조변화를 고려하지 않고 분석하는 경우, 주택가격과 물가의 장기 균형 관계가 깨어졌을 때 균형으로의 회귀는 물가의 변화를 통해서만 나타나고, 주택가격과 물가 사이의 그랜저인과 관계는 없는 것으로 검정되며, 물가 상승이 주택가격을 상승시키는 것이 아니라 오히려 하락시키는 역혜징 현상이 발생하는 것으로 나타나고 있다.

그러나 모형의 구조변화를 감안하여 분석한 결과는 전혀 다른 결론을 도출하고 있다. 첫째, 장기 균형 관계로의 회귀는 물기뿐만 아니라 주택가격의 변화를 통해서도 나타나며,<sup>24)</sup> 둘째, 주택가격과 물가의 그랜저인과 관계는 세 기간 모두에서 주택가격이 물가를 그랜저-코즈하고 있을 뿐만 아니라, 외환위기 이전의 경우에는 주택가격이 물가를 그랜저-코즈하는 현상도 검정되고 있다. 셋째, 일반화충격반응함수를 이용한 분석 결과는 주택가격 상승이 물가상승을 그리고 물가 상승은 주택가격 상승을 야기하는 효과가 모든 기간에서 나타나고 있다. 본 연구에서의 물가가 주택가격 상승과 직접적인 연관이 없는 집세제의

물가라는 점을 감안하면, 이러한 분석 결과들은 주택가격이 물가 변화로 이어지는 경로로서 작용하는 주택가격의 자산효과와 물가상승이 주택가격 상승에 반영되는 인플레이션 헤징 효과가 우리나라의 경우 동시에 존재하였음을 보여주고 있다.

논문접수일 : 2012년 11월 3일

논문심사일 : 2012년 11월 9일

게재확정일 : 2012년 12월 11일

24) 다만 외환위기 이후부터 금융위기 이전까지의 기간에는 장기조정 계수들의 t통계량 값이 낮아서 장기 조정 계수가 0이라는 귀무가설을 기각시키지는 못하고 있다.

## 참고문헌

1. 손종철, “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석,” 「경제학연구」 제 58집 제 2호, 한국경제학회, 2010, pp. 179-218
2. 송준혁, “구조변화를 감안한 우리나라 주택시장 분석,” 「응용경제」 제 14집 제 1호, 한국응용경제학회, 2012, pp. 151-186
3. 심성훈, “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 관한 연구: 외환위기 전후기간의 비교 분석,” 「부동산학연구」 제 12집 제 1호, 한국부동산분석학회, 2006, pp. 147-163
4. 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석,” 「부동산학연구」 제 14집 제 3호, 한국부동산분석학회, 2008, pp. 129-147
5. 이영수, “투자시계효과 모형을 이용한 자산의 물가헤징 비교: 주택, 주식, 채권을 중심으로,” 「주택연구」 제 19권 제 4호, 한국주택학회, 2011, pp. 5-25
6. 최희갑·임병준, “주택의 인플레이션 헤징효과,” 「부동산학연구」, 제15집 제3호, 한국부동산분석학회, 2009, pp. 51-69
7. Amenc, N., L. Martellini, V. Milhau, and V. Ziemann, “Asset-liability management in private wealth management”, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 36, No. 1, 2009, pp. 100-120
8. Anari, A. and J. Kolari, "House Prices and Inflation," *Real Estate Economics*, Vol. 30, No. 1, 2002, pp. 67-84
9. Apergis, N. and A. Reztis, “Housing Prices and Macroeconomic Factors in Greece: Prospects within the EMU,” *Applied Economics Letters*, Vol. 10, 2003, pp. 799-804
10. Bai, J. and P. Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,” *Econometrica*, Vol. 66, 1998, pp. 47-78
11. Bai, J. and P. Perron, “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, 2003, pp. 1-22
12. Chen, M. and T. Sing, “Common Structural Time Series Components in Inflation and Residential Property Prices,” *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 12 No. 1, 2006, pp. 23-36
13. Chirinko, R., L. DeHaan, E. Sterken, Asset Price Shocks, Real expenditures, and Financial Structure: A Multi-Country Analysis, DNB Working Paper 14, 2004
14. Engle, R. and C.W.J. Granger, “Co-integration and an Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276
15. Ewing, B. and J. Payn, “The Response of Real Estate Investment Trust Returns to Macroeconomic Shocks,” *Journal of Business Research*, Vol. 58, 2005, pp. 293-300
16. Fama E. and G. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 1977, pp. 115-146
17. Fleischmann, B., C. Rehring, and S. Sebastian, Inflation-Hedging, Asset Allocation, and the Investment Horizon, Working Paper, 2010

18. Hoevenaars, R., R. Molenaar, P. Schotman, and T. Steenkamp, "Strategic Asset Allocation with Liabilities: Beyond Stocks and Bonds", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 32, 2008, pp. 2939-2970
19. Glascock, J., C. Lu, and R. So, "REITs Returns and Inflation: Perverse or Reverse Causality Effects", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 24 No. 3, 2002, pp. 301-317
20. Gregory, A. and B. Hansen, "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 99-126
21. Johansen, S. and K. Juselius, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*, Vol. 53, 1992, pp. 211-244
22. Koop, G., M. Pesaran, and S. Potter, "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 74, 1996, pp. 119-147
23. Pesaran, M. and Y. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economic Letters*, Vol. 58, No. 1, 1998, pp. 17-29
24. Qu, Z. and P. Perron, "Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions," *Econometrica*, Vol. 75, 2007, pp. 459-502
25. Rehring C., "Real Estate in a Mixed Asset Portfolio: The Role of the Investment Horizon", *Real Estate Economics*, Vol. 40, No. 1, 2011, pp. 65-95
26. Sing, T. and S. Low, "The Inflation-Hedging Characteristics of Real Estate and Financial Assets in Singapro", *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 6, No. 4, 2000, pp. 373-385
27. Stevenson, S., "A Long-Term Analysis of Regional Housing Markets and Inflation," *Journal of Housing Economics*, Vol. 9, 2000, pp. 24-39
28. Wang, K., Y. Lee, and T. Nguyen, "Asymmetric Inflation Hedge of Housing Return: A Non-linear Vector Error Correction Approach," *International Real Estate Review*, Vol. 11 No. 1, 2008, pp. 65-82