

Print ISSN: 1738-3110 / Online ISSN 2093-7717  
<http://dx.doi.org/10.15722/jds.13.11.201511.39>

## Relationship Between Housing Prices and Expected Housing Prices in the Real Estate Industry

### 주택유통산업에서의 주택가격과 기대주택가격간의 관계분석

Cha-Soon Choi(최차순)\*

Received: September 24, 2015. Revised: October 10, 2015. Accepted: November 15, 2015.

#### Abstract

**Purpose** – In Korea, there has been a recent trend that shows housing prices have risen rapidly following the International Monetary Fund crisis. The rapid rise in housing prices is spreading recognition of this as a factor in housing price volatility. In addition, this raises the expectations of housing prices in the future. These expectations are based on the assumption that a relationship exists between the current housing prices and expected housing prices in the real estate industry. By performing an empirical analysis on the validity of the claim that an increase in current housing prices can be correlated with expected housing prices, this study examines whether a long-term equilibrium relationship exists between expected housing prices and existing housing prices. If such a relationship exists, the recovery of equilibrium from disequilibrium is analyzed to derive related implications.

**Research design, data, and methodology** – The relationship between current housing prices and expected housing prices was analyzed empirically using the Vector Error Correction Model. This model was applied to the co-integration test, the long-term equilibrium equation among variables, and the causality test. The housing prices used in the analysis were based on the National Housing Price Trend Survey released by Kookmin Bank. Additionally, the Index of Industrial Product and the Consumer Price Index were also used and were obtained from the Bank of Korea ECOS. The monthly data analyzed were from January 1987 to May 2015.

**Results** – First, a long-term equilibrium relationship was established as one co-integration between current housing price distribution and expected housing prices. Second, the sign of

the long-term equilibrium relationship variable was consistent with the theoretical sign, with the elasticity of housing price distribution to expected housing price, the industrial production, and the consumer price volatility revealed as 1.600, 0.104, and 0.092, respectively. This implies that the long-term effect of expected housing price volatility on housing price distribution is more significant than that of the industrial production and consumer price volatility. Third, the sign of the coefficient of the error correction term coincided with the theoretical sign. The absolute value of the coefficient of the correction term in the industrial production equation was 0.006, significantly larger than the coefficients for the expected housing price and the consumer price equation. In case of divergence from the long-term equilibrium relationship, the state of equilibrium will be restored through changes in the interest rate. Fourth, housing-price volatility was found to be causal to expected housing price, and was shown to be bi-directionally causal to industrial production.

**Conclusions** – Based on the finding of this study, it is required to relieve the association between current housing price distribution and expected housing price by using property taxes and the loan-to-value policy to stabilize the housing market. Further, the relationship between housing price distribution and expected housing price can be examined and tested using a sophisticated methodology and policy variables.

**Keywords:** Housing Distribution Price, Expected Housing Price, VECM, Cointegration Test, Causality Test.

**JEL Classifications:** R30, R31, R32, L85.

#### 1. 서론

IMF 이후 부동산 유통가격이 급등을 보인 후 최근에는 완만한 상승의 임의 행보(random walk)를 보이고 있다. 주택보유 동기의 요인으로는 주거서비스에 대한 대가인 임대소득과 기대 자본이득을 얻고자 함이다. 이처럼 향후 주택유통가격의 상승은 미래 주택 가격 기대치를 높이는 에스컬레이트 현상으로 주택유통가격의 상

\* Assistant Professor, Department of Taxation and Real Estate Studies, Namseoul University, 91 Daehak-ro, Seonghwan-eup, Seobuk-gu, Cheonan-city, Choongnam, Korea, 331-707, Tel: +82-41-580-2693. E-mail: chasoon59@nsu.ac.kr.

승과 함께 변동성을 높이는 요인으로 작용할 수 있다는 인식이 확산되고 있다. 그간의 연구결과에 따르면 주택유통가격 변동성 요인으로 금리와 유동성을 중심으로 한 인과관계를 분석하는데 주로 초점이 맞추어져 왔다. 그러나 주택유통가격 변동성 요인으로 기대주택가격이 어느 정도 영향을 미칠 수 있을 것으로 추론되나 주택유통가격과 기대주택가격의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 아주 미미한 실정이다. 선행연구들이 주택유통가격에 영향을 주는 요인으로 유동성(M1, M2, M3, Lf), 주택담보대출액, 주택담보대출금리, CD금리, 회사채유통수익률, 산업생산지수, 지가지수, 종합주가지수, GDP, GNP 등 주로 거시경제변수들을 이용하여 분석하였다. 일반적으로 유동성과 주택유통가격과는 정(+)의 관계가 있고, 이자율과는 부(-)의 관계가 있고, 기대 주택가격과는 정(+)의 관계가 있는 것으로 알려져 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 기존 연구에서 주로 금융지표를 사용하여 주택유통가격 변동성 요인을 분석한 것과는 달리 주택유통가격과 기대주택가격간의 장단기균형관계를 공적분 검정과 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 실증 분석 해보고자 한다. 본 연구의 목적은 주택유통가격, 기대주택가격, 산업생산지수, 소비자물가지수간의 장·단기균형관계가 존재하는지 살펴보는 것과 장기균형관계가 있다면, 그러한 균형관계가 이탈되었을 시 균형은 어떠한 과정을 거쳐 회복 되는가를 분석하여 시사점을 제시하고자 한다. 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행연구를 고찰하고, 3장에서는 이론적인 모형과 추정방법을 서술하였다. 4장 실증분석 결과를 제시하고, 5장에서는 요약 및 결론을 제시하였다.

## 2. 선행연구 고찰

Kim (1996)은 1973년부터 1993년까지의 소비자물가지수, 총통화량(M2), 건축허가면적, 택지개발예정면적, 주택유통가격 등의 자료를 사용하여 주택유통가격과 관련변수간의 상관관계를 OLS 모형으로 분석하였다. 분석 결과 건축허가면적, 택지개발예정면적은 주택유통가격을 상승시키는 요인으로 작용하고, 총통화 및 소비자물가지수는 하락시키는 요인으로 영향을 미친다고 분석하였다. Cha(2004)은 1987년 1분기부터 2003년 2분기까지 회사채수익률, 실질GDP, 부동산경기 부양책 및 억제책 더미, 주택전세가, 토지가격, 기대가격상승률 자료를 이용하여 벡터오차수정모형(VECM)으로 주택유통가격의 결정요인과 정책적 시사점에 대한 연구를 하였다. 분석결과 금리는 주택유통가격결정에 음(-)효과, 전세가격, 기대가격상승률, 토지가격은 주택유통가격결정요인에 양(+)의 효과가 있는 것으로 분석하였다. Kim & Kim (2009)은 1990년부터 2009년까지 주택유통매매가격, 산업생산지수, 가계대출금, 주식가격, 유동성(M1, M2, Lf)의 자료를 이용하여 벡터오차수정모형(VECM)으로 주택시장과 가계대출간의 동태적 관계를 분석하였다. 분석결과 외환위기 이후 가계대출은 주택유통가격 변동성에 양(+)의 영향을 주는 것으로 분석하였다. Lee et al. (2013)은 1999년 1분기부터 2011년 4분기까지 주택유통매매가격, 전세가격, 주택건설실적, 토지가격, 금리, 주가지수, 물가지수 등을 사용하여 VAR모형으로 수도권 주택유통가격 결정요인 변화에 관한 연구를 하였다. 분석결과 수도권 주택유통매매가격의 경우 금융위기 이후는 주로 주택유통매매가격 자체 변화에 의해 더 큰 영향을 받는 것으로 분석하였다. 반면, 금융위기 이전에 종합주가지수와 국고채 수익률이 주택유통매매에 영향을 미치는 것으로 나타났던 것이 이후에는 사라지는 것으로 분석하였다. Hofmann (2001)은 주택유통가격과 대출액 간에 VECM으로 공적분 관계가 존재한다는 것을 밝혔다.

Davis & Zhu (2004)는 경제개발협력기구(OECD) 17개국의 상업용 부동산가격과 은행대출액 자료를 이용하여 부동산가격 변동성을 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석하였다. 분석 결과 상업용 부동산유통가격 변동성과 은행대출 사이는 아주 높은 상관관계가 있는 것으로 분석하였다. McCarthy & Peach (2004)는 미국의 주택유통가격결정 요인에 있어서 유동성이 주택유통가격에 정(+)의 관계로 작용한다는 것을 오차수정모형(ECM)을 사용하여 밝혔다. Gallin (2008)은 1970년부터 2005년까지 미국의 주택유통가격과 임대료간의 관계를 오차수정모형(ECM)을 이용하여 분석하였다. 분석결과 임대료와 주택유통가격 비율의 변화는 주택유통가격 변화에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 이상의 선행연구 검토에서 알 수 있듯이 주택유통가격의 변동성은 주택유통가격에 미치는 변동성 요인과 기간에 따라 다양한 결과가 도출된다. 미래의 주택가격 기대치가 주택유통가격에 영향을 미치는 분석은 주로 간접적인 방법에 의존하였으나 명시적으로 분석한 연구는 아주 제한적이었다.

## 3. 이론적인 모형과 추정 방법

### 3.1. 이론적인 모형

본 고에서는 Lastrapes(2002)의 동태균형이론에 입각한 자산가격 결정모형을 원용한 Jeong(2006)의 모형을 따른다. Lastrapes(2002)는 가계의 유일한 내구 소비재로 주택이라 간주하고 주택가격과 기대주택가격의 관계를 유도하였다. 가계는 효용함수를 비내구재 소비(ct)와 내구재 소비인 주택(Ht)만으로 나타내어 식 (1)과 같다고 하고 예산제약조건식 식(2) 및 식(3) 조건범위에서 최대화 한다고 하면 가계의 효용최대화 조건범위에서 주택수요의 역함수 (Lastrapes, 2002)와 같이 본 논문에서도 완전예견 모형과 가계는 금융자산을 주식으로 보유한다고 가정한다)를 도출할 수 있다.

$$V_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(H_t, c_t) \quad (1)$$

$$s_{t-1}(q_t + y_t) + p_t(1-\theta)H_{t-1} + L_t \geq c_t + s_t q_t + p_t H_t(1+\mu) + (1+R_{t,t})L_{t-1} \quad (2)$$

$$L_t \leq \psi p_t H_t \quad (3)$$

$\beta = \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^t$  : 가계의 시간할인율  $H_t$  : 주택의 수

$c_t$  : 비내구재 소비  $s_t$  : 주식구입량  
 $q_t$  : 주식가격  $y_t$  : 배당소득  
 $p_t$  : 주택의 실질가격  $\theta$  : 주택의 감가상각률  
 $L_t$  : 금융기관차입  $\mu$  : 주택유지비  
 $R_{t,t}$  : 차입이자율  $\psi$  : 주택담보대출 비율

가계의 예산제약식 (2)에 의하여 가계는 주식( $s_{t-1}(q_t + y_t)$ ), 주택( $p_t(1-\theta)H_{t-1}$ ), 은행 대출금( $L_t$ ) 등으로 자금을 마련하여 소비( $c_t$ ), 주식매입( $s_t q_t$ ), 주택매입( $p_t H_t(1+\mu)$ ) 및 은행 대출금 상환( $(1+R_{t,t})L_{t-1}$ )등에 지출하게 된다. 또한 대출금( $L_t$ )은 담보로 설정되는 주택가치의 일정비율( $\psi$ )을 초과할 수 없다는 식 (3)을 추가할 수 있다. 가계는 식 (2)와 식 (3)을 만족시키는 조건범위에서

식 (1)을 최대화하고자 소비( $c_t$ ), 주식( $s_t$ ), 주택구입( $H_t$ )을 선택하는 프로세스(process)에서 일계차 균형조건(Euler Equation)식은 식 (4), (5) 및 식 (6)처럼 나타낼 수 있다.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^t U_c(H_t, c_t) = \lambda_t, \forall t \quad (4)$$

$$\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = \frac{q_t}{(q_{t+1} + y_{t+1})}, \forall t \quad (5)$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^t U_H(H_t, c_t) = \lambda_t p_t (1 + \mu - \psi) + \lambda_{t+1} [(1 + R_{t,t+1})\psi p_t - p_{t+1}(1 - \theta)], \forall t \quad (6)$$

여기서  $\lambda_t$ 는 예산제약식의 식 (2)에 의한 라그랑지 승수(lagrangian multiplier)를 의미한다. 다음으로 식 (4) 및 식 (5)를 사용하여 식 (6)을 적절히 정리하여 나타내면 주택구매와 비내구재 사이의 한계대체율은 식 (7)처럼 주택에 대한 이용자 비용과 동일하게 된다.

$$\frac{U_H(H_t, c_t)}{U_c(H_t, c_t)} = p_t [(1 - \psi) + \left(\frac{1 + R_{t,t+1}}{1 + R_{s,t+1}}\right)\psi + \mu - \left(\frac{1 - \theta}{1 + R_{s,t+1}}\right)(1 + p_{t+1})] \quad (7)$$

$R_{s,t+1} = \frac{q_{t+1} + y_{t+1}}{q_t}$  은 주식수익률이며,  $p_{t+1} = \frac{p_{t+1} - p_t}{p_t}$  은 기대 주택가격 상승률을 나타낸다. 효용함수를 Cobb-Douglas 함수( $U(H_t, c_t) = \gamma \log(c_t) + (1 - \gamma) \log(H_t)$ )로 가정하고 식 (7)을 로그(log)선형으로 고치면 식 (8)처럼 주택의 수요에 대한 역함수를 얻을 수 있다.

$$\log(p_t^d) = K + \alpha_1 \log(c_t) - \alpha_2 \log(H_t) + \alpha_3 \log(p^{d_{t+1}}) + \alpha_4 \psi (R_{s,t+1} - R_{t,t+1}) - \alpha_5 R_{s,t+1} \quad (8)$$

McCarthy & Peach (2002)는 주택 공급가격이 주거용 투자율과 정의 상관관계를 가지는 식 (9)와 같이 같다고 주택공급 함수를 상정하면 주거용 신규투자에 대해서도 주택가격의 증가함수( $I_t = \eta p_t$ )로 나타낼 수 있는 고로 (9)식을 (8)식의  $\log(H_t)$ 에 대입하여 다시 정리하면 균형상태 하의 주택가격은 식 (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log(p_t^s) = \zeta \log\left(\frac{I_t}{H_t}\right) \quad (9)$$

$$\log(p_t) = \frac{1}{\zeta} [K' + \alpha_1 \log(c_t) + \alpha_2 \log(p_{t+1}) + \alpha_3 \psi (R_{s,t+1} - R_{t,t+1}) - \alpha_4 R_{s,t+1}] \quad (10)$$

주택가격은 식 (10)에서 소비( $c_t$ ), 미래의 주택가격( $p_{t+1}$ ), 이용할 수 있는 자금(주택담보차입 비율( $\psi$ ) × 수익률의 차)의 증가함수이며, 주식수익률( $R_{s,t+1}$ )과 역의 관계(감소함수)에 있다는 것을 알 수 있다. 식 (10)에서 소비는 비내구재 소비를 의미하고 항상 소득이라 볼 수 있으며, 미래의 주택가격은 기대주택가격을 나타

내고, 주식수익률의 부호는 주식수익률과 차입이자율의 상대적 크기에 의해 결정된다.

### 3.2. 추정방법

#### 3.2.1. 단위근 및 요한슨 공적분 검정

일반적으로 주택매매가격, 유동성, 이자율 등과 같은 거시경제 시계열변수들은 랜덤워크(random walk)과정을 따르는 비정상과정(nonstationary process)으로 알려져 있다. 이러한 비정상과정을 차분 정상적 과정(differencing stationary process)을 따른다는 것을 검토하고자 할 경우 단위근 검정을 한다. 단위근 검정 방법에는 ADF 검정과 PP 검정이 있다. 단위근 검정을 하여 단위근이 없을 경우는 원자료를 사용하고, 단위근이 있을 경우에는 차분( $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ )하여 회귀분석을 할 수 있다. 그러나 차분을 통해 회귀분석을 하는 경우 시계열이 가지고 있는 고유의 정보를 상실할 수 있고, 동태적이고 장기적인 균형관계를 분석할 수 없다는 문제를 가지고 있다. 그래서 개별 변수가 단위근을 가지는 적분(I(1))된 변수라 하더라도 변수들 간에 공적분 관계가 존재한다면 변수를 차분하지 않고 회귀분석을 하더라도 가성적 회귀(spurious regression) 문제가 발생하지 않아 회귀분석 결과를 의미 있게 한다. 공적분 검정 방법에는 일반적으로 Johansen(1988) 검정 방법이 널리 알려져 있다. 공적분 검정은 Lee et al. (2005)가 Johansen (1988)의 공적분 방법을 간략히 정리한 다음의 모형을 통해 설명될 수 있다.

$$Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

식 (11)의 경우 계열이 단위근을 가진다면 공적분은 존재하지 않는다. 그러나 단위근을 갖지 않는 안정적 선형결합일 경우 이들 변수 간에 안정적인 장기균형상태를 의미하는 공적분이 있다고 할 수 있다. 공적분의 존재 유무는 시차(time lag)변수를 사용하는 경우와 차분(difference)변수를 사용하는 경우 변수의 일치성 유무에 의해 공적분 존재유무를 판단할 수 있는데 변수가 일치한다면 공적분이 없는 것으로 판단하며 불일치 할 경우 공적이 있는 것으로 판단한다. 이는 다음 식 (12)- 식 (13)의 VAR 모형을 통해 알 수 있다.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= Y_t - Y_{t-1} = (\alpha_1 - I) Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2 - I) Y_{t-1} + \alpha_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon_t \\ &= \pi Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

$\pi = 0$  인 경우  $VAR(k)$ 일 경우로 확장하면,  $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k = 1$  인 경우에는 공적분이 없다.  $rank(\pi) = r$  이라고 할 때,  $r \neq 0$  인 경우  $Y_t$ 는 정상시계열이 된다. 일반화된 모형에 대한 검정은 식 (14)와 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^t \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

위 식에서 귀무가설은  $H_0: \alpha = \beta = \gamma = 0$  이며, 귀무가설이 기각되면 변수간의 공적분 상태가 있을 수 있는 것으로 판정한다.

3.2.2. VECM

Granger and Engle (1987)는 두개의 변수  $X_t$ 와  $Y_t$ 가 1차 적분 시계열이고, 공적분 관계가 존재한다면 다음의 오차수정모형을 제시하였다.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Psi_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Psi_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (16)$$

여기서,  $\alpha_0$ 는 상수항,  $\beta_1$ 는 수정속도계수로  $\beta_1 < 0$ 일 때,  $X$ 는 균형점에 도달할 수 있으며, 변수들이 항상 균형상태를 유지한다면,  $\epsilon_{t-1}$ (오차수정항) 값은 모두 0이다. VECM은 변수들 간의 장기균형관계를 파악할 수 있으며 동시에 무작위 충격으로 일시적 불균형이 발생한다 하더라도 단기적으로 어떻게 조정되어 나가는지 분석할 수 있는 모형이다. 본 논문에서는 아파트매매가격(HPt), 기대아파트가격(EHt), 산업생산지수(PIt), 소비자물가지수(CIt)에 로그를 취한 값을 각각 LHPt, LEHt, LPIt, LCIt라 하자. 이들 변수 간에 공적분이 존재한다면, VECM 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta LHP_t = \alpha_0 + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta LEH_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Theta_i \Delta LPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Lambda_i \Delta LCI_t + \epsilon_t \quad (17)$$

LHP : 아파트매매가격지수, LEH : 기대아파트가격, LPI : 산업생산지수,  
LCI : 소비자물가지수,  $\epsilon_t$ 는 오차항,  $\epsilon_{t-1}$ 은 오차수정항,  $p$ 는 공적분 검정시 차수

4. 분석 결과

4.1. 데이터

실증분석에 사용된 자료는 <Table 1>과 같이 국민은행의 전국 주택가격 동향조사에서 발표한 아파트유통매매가격지수(HP)와 한국은행 ECOS에서 발표하는 산업생산지수(PI)<sup>1)</sup>, 소비자물가지수(CI) 자료를 이용하였다. 계절조정이 안된 자료는 모두 계절조정(Census-X12)을 하였으며, 실질변수가 아닌 변수는 소비자물가지수(CPI)로 나누어 실질변수로 전환하였다. 모든 시계열자료는 2010년 3월 100기준으로 표준화 지수를 사용하였다.<sup>2)</sup> 실증분석 자료는 1987년 1월부터 2015년 5월까지의 월간 자료를 대상으로 분석하였다<sup>3)</sup>. 기대아파트가격은 Campbell et al. (1997), Hamilton(1994)이 시간변동계수모형(time-varying parameter model)을 이용하여 유도한바 있다. 본 논문에서는 Campbell et al.

1) It had been used a monthly industrial production index as a proxy variable of the GDP.  
2) Apartment sale price index, industrial production, consumer price index is converted to log variables and expected apartment price is level variables.  
3) Cheonse price index are being released from Kookmin Bank since 1987.

(1997)의 모형을 간략히 정리한 Lee(2000)의 모형을 원용하여 구하였다. 분석에 사용된 변수들의 기초통계량은 <Table 2>와 같다.

<Table 1> Variables and Data

| Variables |                       | The variables description                             | Data sources           |
|-----------|-----------------------|---|------------------------|
| LHP       | APT Sale Price        | The real apartment distribution sale price index(Log) | Kookmin Bank, NHPTS    |
| LPI       | Industrial Production | The real index of Industrial Production(Log)          | Th Bank of Korea, ECOS |
| LCI       | Consumer Price        | The Consumer Price Index(Log)                         | Th Bank of Korea, ECOS |
| LEH       | Expected APT Price    | Expected APT Price                                    | Calculation            |

<Table 2> Descriptive Statistics of Variables

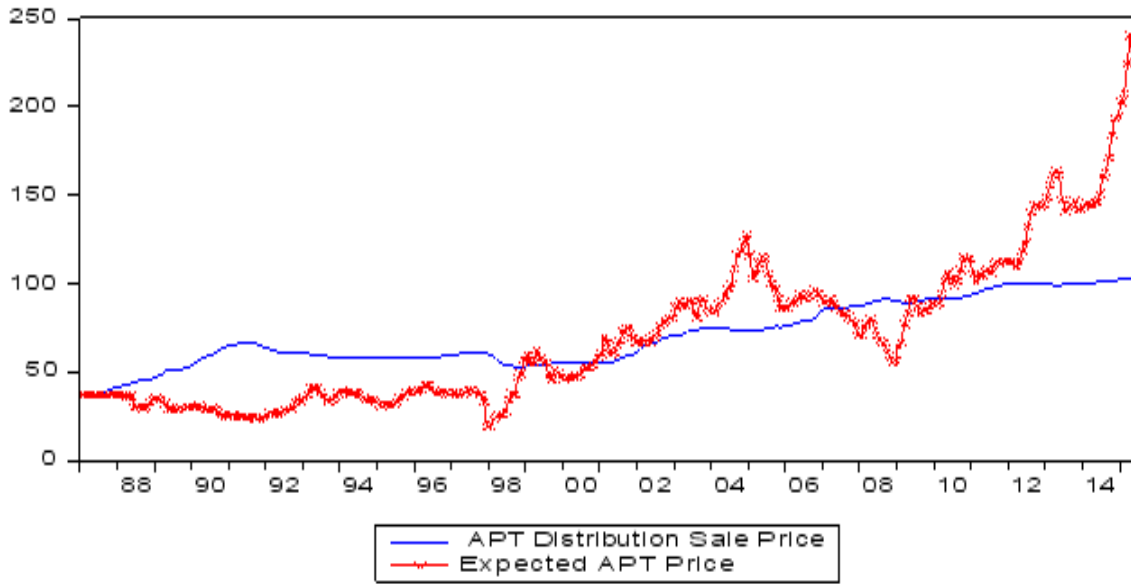
| Variables | Maximum | Minimum | Mean  | Std. Dev. |
|-----------|---------|---------|-------|-----------|
| LHP       | 4.747   | 4.128   | 4.471 | 0.154     |
| LPI       | 4.707   | 2.624   | 3.839 | 0.597     |
| LCI       | 4.620   | 3.478   | 4.152 | 0.339     |
| LEH       | 0.887   | 0.072   | 0.263 | 0.157     |

<Figure 1>은 아파트유통매매가격과 기대아파트가격의 변동 추이를 보여주고 있다. <Figure 1>에 나타난 바와 같이 아파트유통매매가격은 상승기(1987-1990), 하락기(1991-1993), 상승기(2001-2005), 하락기(2008-2010)를 거쳐 2012년부터 완만한 상승추세를 보이고 있다. 1991년부터 1997년까지는 기대아파트가격의 변동성이 있지만 아파트가격 움직임의 추세와 매우 유사한 행태를 보였다. IMF 이후 아파트의 유통매매가격이 상승하자 기대아파트가격도 가파른 추세로 상승하는 모습을 보인다 2008년 미국발 세계적인 금융위기로 경기가 둔화되면서 두 가격은 다시하면 반대로 움직임이다 2011년부터 아파트유통매매가격보다 기대아파트가격이 상승하는 추세의 모습을 볼 수 있다. 주목할 것은 IMF사태와 미국발 금융위기를 계기로 두 가격의 추세는 상반되게 움직이는 모습을 보이고 있다. 이처럼 아파트유통가격과 기대아파트가격의 추세가 외부 충격에 따라 커다란 스윙(swing)하는 형태를 보이는 것은 기대아파트가격에 대한 거품(bubble)이 빠르게 해소되면서 실제 아파트유통가격에 수렴하기 때문이다.

4.2. 단위근 및 공적분 검정

4.2.1. 단위근 분석 결과

<Table 3>은 아파트유통매매가격지수, 산업생산지수, 소비자물가지수, 기대아파트가격에 대한 단위근 검정 결과이다. 단위근 검정은 Dickey and Fuller (1979)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 Phillips and Perron (1988)의 PP(Phillips-Perron) 검정을 수행하였다. ADF검정과 PP검정은 월별 자료를 감안하여 차수를 12로 하였고 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 검정으로 <Table 3>에서 볼 수 있듯이 모든 변수의 차분변수가 1% 유의수



<Figure 1> The trend of the rate of change to Apartment distribution Sale Price and Expected Apartment Price

준에서 귀무가설을 기각하여 안정적인 자료로 밝혀졌다. 따라서 세 변수 모두 1차 적분 변수(1)로 볼 수 있을 것이다.

4>와 같이 나타났다.

<Table 3> Results of Unit Root Tests

| Variables | ADF            |                       | PP             |                       |
|-----------|----------------|-----------------------|----------------|-----------------------|
|           | Level Variable | Differencing Variable | Level Variable | Differencing Variable |
| LHP       | -2.260         | -5.661***             | -1.607         | -8.726***             |
| LPI       | -1.826         | -18.608***            | -1.907         | -18.627***            |
| LCI       | -3.622**       | -12.497***            | -3.817**<br>*  | -12.923***            |
| LEH       | 1.652          | -11.716***            | 2.033          | -12.115***            |

Note: \*\*\* and \*\* denote rejection of null hypothesis 1% and 5% levels respectively.

4.2.2. 공적분 분석 결과

일반적으로 거시경제 변수들은 단위근을 갖는 불안정적(non-stationary)인 자료로 알려져 있으나 이들 변수들 간의 선형 결합 함수가 안정적일 경우에는 가성회귀(spurious regression)문제가 나타나지 않아 수준변수를 사용하여 분석할 수 있다. 이들 변수들 간의 장기 균형관계 존재 여부를 판단하는 방법이 공적분 검정 방법이다. 공적분 검정 결과 공적분이 존재하지 않는다면 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용하고 공적분 관계가 존재한다면 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 분석하는 것이 바람직하다. 따라서 아파트유통매매가격, 산업생산지수, 소비자물가지수, 기대아파트가격 간에 장기적인 균형관계를 갖고 있는지 살펴보기 위해 AIC 기준 시차3을 적용하여 공적분 검정을 수행한 결과 <Table

<Table 4> Results of Cointegration Tests

| Eigenvalue | Trace Statistic | 5 Percent Critical value | p-value | Hypothesized No. of CE(s) |
|------------|-----------------|--------------------------|---------|---------------------------|
| 0.250      | 111.591         | 40.174                   | 0.020   | None**                    |
| 0.022      | 14.567          | 24.275                   | 0.490   | At most 1                 |
| 0.017      | 6.940           | 12.320                   | 0.331   | At most 2                 |
| 0.002      | 0.958           | 4.129                    | 0.379   | At most 3                 |

Note 1) null hypothesis is r, alternative hypothesis is r+1  
 2) \*\* means that the hypothesis was rejected at a 5% level of significance.

<Table 4>에서 보는 바와 같이 아파트유통매매가격, 산업생산지수, 소비자물가지수, 기대아파트가격이 5% 유의수준에서 1개의 공적분이 존재하는 것으로 검정되었다. 즉, 이들 변수 간에 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타나 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하여 장기적인 균형관계와 단기 변수들의 동태적인 움직임을 살펴볼 수 있다. 식 (18)은 아파트유통매매가격, 산업생산지수, 소비자물가지수, 기대주택가격간의 장기균형관계를 나타낸다. 식 (18)의 장기균형관계 식의 부호를 보면, 산업생산량, 소비자물가, 기대아파트가격은 아파트유통가격에 양(+)의 관계를 보였다. 이러한 결과는 앞서 살펴본 식 (10)의 이론적 부호와 일치하는 것으로 나타났다. 즉, 아파트유통매매가격, 기대아파트가격, 산업생산량, 소비자물가 사이에는 장기균형이 있는 것으로 보인다.

$$LHP = 1.600LEH + 0.104LPI + 0.092LCI + 3.264 \quad (18)$$

(2.479)            (0.218)            (0.120)

기대아파트가격 변동성에 대하여 장기적인 탄력성은 1.600이며, 산업생산량 변화에 대한 장기탄력성은 0.104이며, 소비자물가 변

화에 대한 탄력성은 0.092이다. 기대아파트가격이 1% 상승하면 아파트유통매매가격은 장기적으로 1.600% 상승한다는 것을 의미한다. 그런데 식 (18)의 괄호 안의 값은 t값을 나타내는 것으로 기대아파트가격은 5% 유의수준에서 유의하나, 산업생산량 및 소비자물가 계수의 t값이 10% 유의수준보다도 낮아 유의성이 낮은 것으로 추정된다. 이는 장기적인 시각에서 볼 때 산업생산량과 소비자물가가 아파트유통매매가격에 미치는 영향이 아주 제한적일 수밖에 없다는 것으로 해석할 수 있다.

4.3. VECM을 사용한 결과 분석

<Table 5>는 벡터오차수정모형의 추정 결과를 보여준다. <Table 5>에서 아파트유통매매가격 추정 방정식의 결과에서 볼 수 있는 것처럼 전기의 주택유통매매가격 변화율( $\Delta LHP_{t-1}$ ) 계수가 0.566이며, t값도 10.284로 높은 수준이다. 단기적으로 주택유통매매가격 변화율은 자체 과거변수가 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전기의 기대주택매매 변화율( $\Delta LEH_{t-1}$ )은 주택유통매매가격 변화율에 양(+)의 영향으로 작용하는 것으로 나타났으나, t값이 1.414로 상대적으로 낮아 유의성이 약간 낮은 것으로 나타났다. 소득의 대응변수인 전기의 산업생산량 변화율( $\Delta LPI_{t-1}$ ) 계수가 0.046이고, t값이 2.452로 높은 수준으로 나타나 단기적으로 산업생산량이 1% 상승하면 주택유통가격을 0.046% 상승시키는 것으로 나타났다. 전기의 소비자물가 변화율( $\Delta LCI_{t-1}$ ) 계수가 -0.074로 주택유통가격에 부(-)의 영향으로 작용 하는것으로 확인되었고 앞서 살펴 본 이론식 부호와 불일치하고, t값이 -0.689로 매우 낮아 유의성은 떨어지는 것으로 나타났다. 이상의 분석에서 주택유통매매가격의 자체 과거변수와 산업생산량 외에 계수들의 크기가 전반적으로 매우 작고, t값을 포함한 수정 R2도 매우 낮아 단기적으로는 이들 변수가 주택유통매매가격에 별 영향을 미치지 못하는 것으로 해석된다.

오차수정항은 산업생산지수의 계수가 0.006로, 기대주택가격의 계수 0.004와 소비자물가지수의 계수 0.004보다 절대 값이 커서 산업생산량이 단기적으로 불균형을 조정해나가는 것으로 나타났다. 추정된 아파트유통매매가격지수, 기대아파트가격, 산업생산지수, 소비자물가지수의 오차수정항의 계수가 부(-)의 값을 가짐으로 각각의 변수가 장기적으로 적정한 수준 보다 커질 경우 다음 기간에는 축소되는 상호조정 힘의 작용으로 균형을 유지해 나간다고 해석할 수 있다.

4.4. 그랜저 인과 검정 결과

<Table 6>은 AIC 정보기준 시차3을 적용한 그랜저 인과 검정 분석 결과이다. 아파트유통매매가격지수(LHP), 기대아파트가격(LEH), 산업생산지수(LPI), 소비자물가지수(LCI)간의 그랜저 인과 검정에서 아파트유통매매가격은 기대아파트가격에 5% 유의수준에서 그랜저 인과하고, 산업생산량은 주택유통매매가격에 10% 유의수준에서 양방향으로 그랜저 인과 하는 것으로 분석되었다. 산업생산량은 주택유통매매가격에 서로 밀접한 상관관계가 있는 것으로 추정되었으나, 주택유통매매가격은 기대주택가격에 일 방향 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 주택가격이 상승하면 미래 자본이득에 대한 기대가 형성되면서 기대주택가격 변동성의 움직임이 상승추세 행태를 보인다는 것을 의미한다. 이상의 분석 결과는 VECM 분석 결과를 추가적으로 지지한다.

<Table 5> Estimation Results of VECM

| time lag           | $\Delta LHP_t$ |             | $\Delta LEH_t$ |             | $\Delta LPI_t$ |             | $\Delta LCI_t$ |             |
|--------------------|----------------|-------------|----------------|-------------|----------------|-------------|----------------|-------------|
|                    | coefficient    | t statistic | coefficient    | t statistic | coefficient    | t statistic | coefficient    | t statistic |
| ECT <sub>t-1</sub> | -0.002         | (-1.625)    | -0.004         | (-1.544)    | -0.006         | (-1.113)    | -0.004         | (-5.244)    |
| $\Delta LHP_{t-1}$ | 0.566          | (10.284)    | -0.094         | (-1.120)    | -0.355         | (-2.185)    | 0.043          | (1.547)     |
| $\Delta LHP_{t-2}$ | 0.237          | (3.785)     | -0.143         | (-1.492)    | 0.044          | (0.240)     | -0.030         | (-0.938)    |
| $\Delta LHP_{t-3}$ | -0.140         | (-2.516)    | 0.095          | (1.114)     | 0.2033         | (1.239)     | -0.044         | (-1.539)    |
| $\Delta LEH_{t-1}$ | 0.055          | (1.414)     | 0.433          | (7.264)     | 0.041          | (0.363)     | 0.014          | (0.728)     |
| $\Delta LEH_{t-2}$ | -0.067         | (-1.590)    | -0.207         | (-3.170)    | 0.086          | (0.687)     | -0.012         | (-0.550)    |
| $\Delta LEH_{t-3}$ | 0.023          | (0.576)     | 0.071          | (1.169)     | -0.199         | (-1.692)    | 0.044          | (2.169)     |
| $\Delta LPI_{t-1}$ | 0.046          | (2.452)     | 0.023          | (0.809)     | -0.039         | (-0.712)    | -0.005         | (-0.587)    |
| $\Delta LPI_{t-2}$ | 0.005          | (0.288)     | -0.001         | (-0.022)    | -0.008         | (-0.148)    | -0.013         | (-1.389)    |
| $\Delta LPI_{t-3}$ | 0.027          | (1.436)     | -0.002         | (-0.095)    | -0.005         | (-0.096)    | -0.011         | (-1.216)    |
| $\Delta LCI_{t-1}$ | -0.074         | (-0.689)    | 0.017          | (0.106)     | -0.097         | (-0.306)    | 0.293          | (5.325)     |
| $\Delta LCI_{t-2}$ | 0.231          | (2.092)     | 0.052          | (0.307)     | -0.073         | (-0.225)    | -0.166         | (-2.931)    |
| $\Delta LCI_{t-3}$ | 0.070          | (0.653)     | -0.170         | (-1.035)    | -0.362         | (-1.143)    | -0.126         | (-2.293)    |
| C                  | -0.001         | (-1.104)    | 0.001          | (1.546)     | 0.00           | (3.700)     | 0.003          | (9.035)     |
| Adj.R-squared      | 0.430          |             | 0.164          |             | 0.001          |             | 0.179          |             |

**<Table 6>** Results of Granger Causality Tests

| Null Hypothesis        | F Statistic | P-value |
|------------------------|-------------|---------|
| LEH $\nrightarrow$ LHP | 0.989       | 0.398   |
| LHP $\nrightarrow$ LEH | 2.711**     | 0.045   |
| LPI $\nrightarrow$ LHP | 2.287*      | 0.079   |
| LHP $\nrightarrow$ LPI | 2.174*      | 0.091   |
| LCI $\nrightarrow$ LHP | 1.506       | 0.213   |
| LHP $\nrightarrow$ LCI | 1.122       | 0.340   |

Note 1) null hypothesis is that LEH does not Granger Cause LHP(the other variables are same)

2) \*\* and \* denote rejection of null hypothesis 5% and 10% levels respectively.

## 5. 결론

본 연구는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 아파트유통매매가격지수, 기대아파트가격, 산업생산지수, 소비자물가지수간의 상호관계를 실증적으로 분석하였다. 이들 변수에 대한 모형을 통하여 공적분 검정, 장기균형식 추정, 그랜저 인과 검정을 수행하였다. 분석에 사용된 데이터 기간은 1987년 1월부터 2015년 5월까지이며 데이터는 소비자물가지수로 나누어 실질화 된 변수를 사용하였다. 실증분석 결과, 주택유통매매가격지수, 기대주택가격, 산업생산지수, 소비자물가지수는 5% 유의수준에서 1개의 공적분이 존재하는 것으로 검정되었다. 즉, 주택유통매매가격과 기대주택가격, 산업생산지수, 소비자물가지수간에 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타났다. 장기균형관계식의 각 변수들의 계수는 이론적 부호와 일치하는 것으로 나타났다. 기대주택가격 변화에 대한 주택유통매매가격의 장기 탄력성은 1.600이며, 산업생산 변동성에 대하여 장기적인 탄력성은 0.104, 소비자물가 변동성에 대하여 장기적인 탄력성은 0.092이다. 기대주택가격 1%의 증가는 장기적으로 주택유통매매가격을 1.6% 상승시키며, 산업생산 1% 증가는 장기적으로 주택유통매매가격을 0.104%, 소비자물가 1% 증가는 장기적으로 주택유통매매가격을 0.092% 각 각 높이게 된다는 것을 의미한다. 벡터오차수정모형 분석에서 전기의 주택유통매매가격 변화율(LHPt-1) 계수가 0.566이며, t값도 10.284로 높은 수준이다. 전기의 기대주택가격 변화율( $\Delta$ LEHt-1)은 주택유통매매가격 변화율에 양(+의 영향으로 작용하는 것으로 나타났으나, t값이 1.414로 상대적으로 낮아 유의성이 낮은 점이 있다. 전기의 산업생산 변화율(LPIt-1) 계수가 0.046이고, t값이 2.452로 높은 수준으로 나타나 유의적이며, 단기적으로 산업생산이 1% 상승하면 주택유통매매가격을 0.046% 상승시키는 것으로 나타났다. 전기의 소비자물가 변화율(LCIt-1) 계수가 -0.074로 주택유통매매가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되어 앞서 살펴본 이론식의 부호와 일치하지 않으나, t값이 -0.689로 상대적으로 낮아 유의성은 아주 낮아 의미를 부여할 수 없는 것으로 판단된다. 이상의 분석에서 주택유통매매가격의 자체 과거변수와 산업생산량 외에 계수들의 크기가 전반적으로 매우 작고, t값도 매우 낮아 단기적으로 주택유통매매가격에 별 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

주택유통매매가격과 기대주택가격, 산업생산, 소비자물가간의 그랜저 인과 관계 검정에서 주택유통매매가격은 기대주택가격에

10% 유의수준에서 그랜저 인과 하는 것으로 나타났고, 산업생산과 주택유통매매가격은 양방향 그랜저 인과 하는 것으로 나타났다. 기대주택가격이 주택유통매매가격에 그랜저 인과 하지 않는 이유는 현실적으로 주택유통매매가격이 오르면 미래에도 주택가격이 상승하리라는 심리가 형성되면서 주택유통매매가격이 기대주택가격을 끌어 올리는 요인으로 작용하기 때문인 것으로 풀이된다. 산업생산지수의 오차수정항 계수가 기대주택가격, 소비자물가지수의 계수보다 상대적으로 높게 나와 이들 변수 간에 장기적 균형관계에서 괴리가 발생하는 경우 주로 산업생산의 변화를 통해서 균형을 회복하는 것으로 추정되었다.

이상의 연구에서 주택유통매매가격의 상승이 미래 기대주택가격을 상승시키는 요인으로 작용하고 기대주택가격이 가격을 견인하는 에스컬레이트 효과로 이어져 주택유통매매가격을 끌어올리는 것으로 분석되었다. 주택시장 안정화를 도모하기 위해 주택유통매매가격과 기대주택가격간의 연계성을 완화하기 위한 세제 및 LTV 등과 같은 정책수단을 탄력적으로 적절히 조정할 수 있는 거시 주택정책이 요구된다. 아파트유통매매가격에 영향을 미치는 요인으로 산업생산지수, 소비자물가지수 외에 기대주택가격을 시간변동계수 모형을 이용하여 명시적으로 도출하여 분석한 점이 선행연구와 차별성이라 하겠다. 이들 변수로 주택유통매매가격변동성을 분석하기에는 한계가 있을 수밖에 없으므로 향후 보다 정교한 이론적 모델이나 계량적 방법론으로 정책변수, 보유세 지표 등을 추가하여 주택유통매매가격에 미치는 영향을 종합적으로 분석 보완할 필요가 있다.

## References

- Cha, Moon-Joong (2004). *Housing Market analysis and Policy Research : part of Cha, Moonjoong*(pp.97-105). Seoul, Korea: Korea Development Institute.
- Campbell, J., Lo, A. W., & Mackinlay, C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. New York, U.S.A.: Princeton University Press.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431. doi: 10.2307/2286348.
- Davis, F. P., & Zhu, H. (2004). Bank Lending and Commercial Property Cycles: Some Cross-Country Evidence. *BIS Working Papers*, 150, 1-45. <https://www.bis.org>.
- Granger, C. W. J., & Engle, R. F. (1987). Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi: 10.2307/1913236.
- Gallin, J. (2008). The Long-run Relationship between House Prices and rents. *Real Estate Economics*, 36(4), 635-658. doi: 10.1111/j.1540-6229.2008.00225.x.
- Hofmann, B. (2001). The Determinants of Private Sector Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?. *BIS Working Papers*, 108, 1-39. <http://www.bis.org>.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series Analysis*. Princeton, U.S.A.: Princeton University Press.
- Jeong, Ku-Il (2006). Analysis of the relationship between asset prices and liquidity. *Financial and Economics Research*, 255, 1-36.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of

- Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 551-580. doi: 10.2307/2938278.
- Kim, Sei-Wan, & Kim, Eun-mi (2009). Analysis of dynamic relationship between the housing market and household lending: focusing on before and after the financial crisis. *Journal of the KRSA*, 25(4), 123-147.
- Kim, Young-cheol (1996). A Study on Relationship Between Housing Price and Economic Variables. *Land Planning*, 31(6), 67-82.
- Lee, Keyung-Ae, Park, Sang-Hak, & Kim, Young-Soon. (2013). Variation of Determinant Factor for Seoul Metropolitan Area's Housing and Rent Price in Korea. *LHI Journal*, 4(1), 43-54.
- Lee, Hong-Jae, Park, Jae-Seok, Song, Dong-Jin, & Lim, Kyung-Won (2005). *Eviews Practice & Analysis*. Seoul, Korea : Keyung Moon Sa.
- Lee, Young-Man (2000). Structural change is a sign of appreciation?-The Interpretation of the rise of the housing-price ratio of chonseil. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 6(1), 9-22.
- Lastrapes, W. D. (2002). The Real Price of Housing and Money Supply Shocks : Time Series Evidence and Theoretical Simulations. *Journal of Housing Economics*, 11, 40-74. doi:10.1006/jhec.2002.0309.
- McCarthy, J., & Peach, R. W. (2002). Monetary Policy Transmission to Residential Investment. *FRBNY Economic Policy Review* (May), 139-158. <https://www.newyorkfed.org/research/epr/02v08n1>.
- McCarthy, J., & Peach, R. W. (2004). Are Home Prices the Next "Bubble"? *FRBNY Economic Policy Review* (December), 1-17. <https://www.newyorkfed.org/research/epr/04v10n3>.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. doi: 10.1093/biomet/75.2.335.