

주택가격요인 분석에 대한 연구

박 수 현(제1저자)

송실대학교 경영학과 (박사과정)

이 준 희(교신저자)

송실대학교 경영학과 (교수)

A Study on Decomposition of Domestic Housing Price

Park, Soo Hyun(First Author)

School of Business Administration, Soongsil University (Ph.D program)

Rhee, Joon Hee(Corresponding Author)

School of Business Administration, Soongsil University (Professor)

Abstract

The volatility of the housing price based on demand and supply in the housing market reflects the structural features of the housing market. Consequently, decomposing the housing market into trends and cycles through econometric models will make it possible to deduce the nature of the housing market in the long term, in addition to provide hindsight for real estate portfolio asset allocation in a more systematic way.

The paper addresses the housing price behavior through univariate time series analysis. The Unobserved-Component (UC) model and the Beveridge-Nelson (BN) decomposition model are applied to analyze the factors for the volatility of housing price with the trends and cycles. Specifically, the UC model is analyzed by UC-Zero(0) model assuming the covariance between

the trends and the cycles, which are unobserved variables, is zero (0), and the UC-UR (UC-UnRestricted) model, which is free from the restraint of the covariance between the trends and cycles. The estimation is based on the Kalman Filter. The study analyzes how the volatility in the domestic housing price index was influenced by the trends and cycles, which are inherent variables, by comparing the estimated values of the UC-0 and UC-UR model with the BN decomposition model. Domestic housing prices have plunged two times: the 1997 Asian financial crisis and the 2008 Global financial crisis. However, the analysis data in this research include only the 2008 Global financial crisis.

The results are summarized as follows: First, the volatility of the domestic housing price index can be explained by the UC-0 model. As explained by the UC-0 model with the assumption of the covariance between trend and cycles zero(0), the domestic housing price index has not shown any correlation between the trend and cycle, and thus it implies that the trends mainly explain the volatility in the housing price index. Second, as the trends mainly explain the volatility in housing prices, domestic housing prices do not follow a random walk under the efficient market hypothesis. Hence, the price volatility can be seen as predictable, and the right-upward price trend that has been lasted for a considerable period of time can be seen as a result of reflecting adaptive expectations of market participants. Lastly, institutional investors such as pension funds are increasing their share of real estate and alternative investments, and the share of real estate is increasing in the asset market. The fact that inefficient housing market, and the housing price return as seen through the housing price analysis follow a very differential distribution from the normal distribution would mean that as a factor hindering investors' rational portfolio diversification investment. Therefore, it is judged that a lot of effort is required for risk management.

The analysis between macro variables and house price variables through the structural economic models will leave it as a future task.

Keywords : Housing Price, Trend-Cycle Decomposition, Unobserved-Component, Beveridge-Nelson, state space form, Kalman filter

접수일(2022년 01월 20일), 수정일(2022년 02월 18일), 게재확정일(2022년 02월 22일)

I. 서론

한국 경제에서 주요 대내 리스크 요인으로 인식되고 있는 부동산은 국내 가계자산 구성에서 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 2020년 3월말 기준으로 통계청이 발표한 가계금융복지조사 결과에서도 주택을 포함한 부동산 자산은 71.8%, 금융자산 23.6%, 기타 실물자산 4.7%의 구성 비율을 나타내고 있다.

부동산 중에서도 주택은 필수 소비재이면서 투자자산의 특성을 함께 가지고 있기 때문에 주택정책은 정부의 주요한 정책과제이기도 하다. 거시 경제변수인 주택가격은 무엇보다도 추세(trend)와 사이클 또는 순환(cycle)을 포함한 시계열 자료로 정확한 추세 및 사이클 파악은 주택정책에 있어서 목표와 방법을 선택하는데 매우 유효한 정보가 될 것이다. 아울러 주택을 구매하고 매도하는 개인의 의사결정에서도 주택가격의 추세와 사이클의 파악은 미래의 가격동향을 예측하는데 중요한 정보가 될 것이다. 따라서 본 논문은 시계열 분석을 통해 국내 주택가격을 분해(decomposition) 분석하여 한국 부동산가격의 추세 및 사이클의 특성을 파악하고자 한다. 앞서 언급하였듯이 부동산 가격은 추세와 사이클을 포함한 시계열 자료이다.

거시시계열 자료를 보면 장기간에 걸쳐 지속적으로 증가 또는 감소하고 또는 일정한 상태를 유지하는 경향을 보이는데 이것을 추세변동(trend variation)이라고 한다. 추세변동은 직선이나 부드러운 곡선의 형태로 나타난다. 그리고 장기에 걸친 추세선을 따라 주기적으로 상승 또는 하락하는 반복적인 현상이 보이는데 이것은 사이클변동(cyclical variation)이라 한다.

구조적 모형(structural models)을 기반으로 하여 추세와 사이클을 식별하고 추정하는 방법론으로 Beveridge and Nelson (1981)의 BN 분해방법과 Harvey(1985)와 Clark(1987)에 의한 UC(Unobserved-Component) 분해방법, Hodrick and Prescott(1997)의 Hodrick-Prescott Filter, Baxter and King (1999)의 Band-Pass Filter 등이 있다.

추세와 사이클요인 분해에 관한 초기의 논의는 주로 GDP를 중심으로 시작되었고, 추가, 환율, 주택가격 등으로 분석 대상이 확대되어 왔다.(Clark, 1987; Morley et al., 2003; Oh and Zivot, 2008; Perron and Wada, 2009). Clark and Coggin (2009)는 OFHEO(Office of Federal Housing Enterprise Oversight)의 미국 주택가격을 UC 모형으로 지역별 주택가격의 추세와 순환을 분석하고 지역 간의 주택가격이 수렴하는

지 살펴보았다. Morley, J.C., Nelson, C. R., and Zivot, E. (2003)은 미국의 GDP를 BN과 UC 두 모형으로 분석하고, 주기와 순환의 상관관계가 없다는 UC 모형에 부과된 가정으로 인하여 두 모형에서 차이가 발생하는 것을 설명하였다.

국내 주택가격 연구에서도 추세와 순환요인 분해 방법들이 사용되어 왔다. 한용석·이주형(2009)은 HP 필터를 사용하여 주택가격의 순환변동을 분석하였고, 이영수·박상현 (2013) 은 UC 모형으로 주택가격의 추세-순환 분해를 검토하였다. 김문석·배형(2015)은 Bayesian VAR 모형을 이용하여 주택가격지수의 순환주기 변동과 거시경제변수의 영향을 분석하였고, 전해정·박헌수(2013)는 UC 모형으로 주택 매매가격의 추세와 순환을 분해한 바 있다.

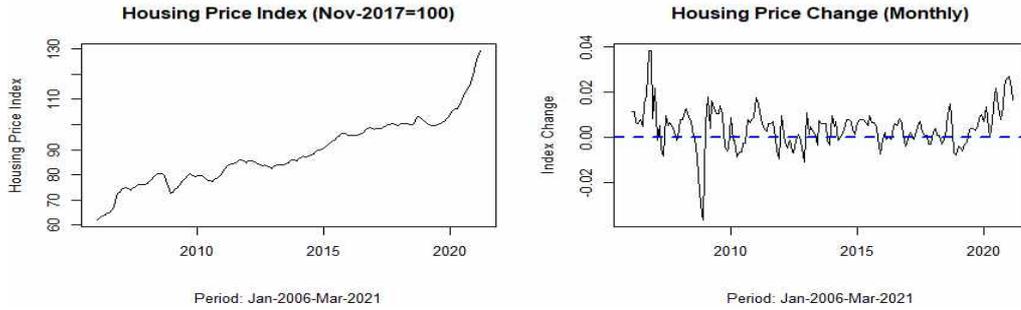
본 연구의 목적은 첫째, UC 모형과 BN 모형으로 우리나라의 주택가격 변동을 분석하여 보고 어떠한 모형이 주택가격지수 변동을 잘 설명하는지 확인해 보고자 한다. 둘째, 주택시장의 추세 및 사이클의 변동 요인들의 특성을 분석하고 결과가 갖는 시사점에 대하여 검토한다.

II. 분석방법

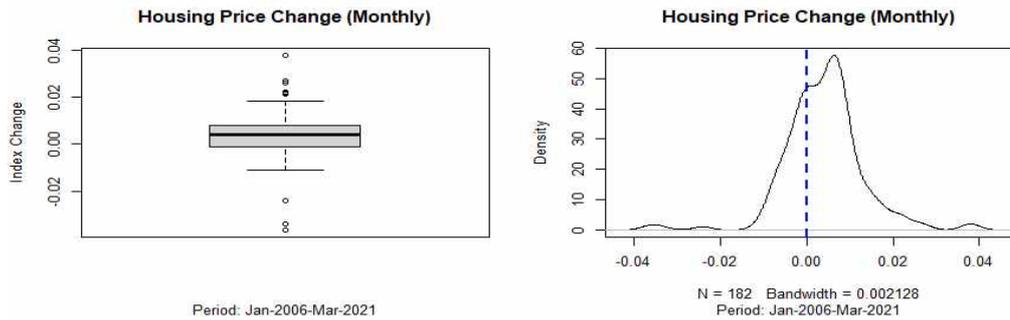
분석에 사용한 데이터는 통계청이 공시하는 「전국 아파트 실거래 가격지수」 이고, 데이터 기간은 2006년 1월부터 2021년 3월까지 월간자료를 사용하였다. 아파트 실거래 가격지수는 우리나라 주택시장 동향을 나타내는 지표로 2006년부터 공인중개사의 업무 및 부동산 거래신고에 관한 법률에 의한 실거래가격을 바탕으로 한국감정원이 산정하고 있다.

추세 및 사이클 분석에 앞서 동 분석대상인 아파트 실거래가격지수[전국, 2017.11=100 기준]의 월간 수익률 주요 요약통계량의 분석은 다음과 같다. 월간 수익률은 최소값 -3.65%(2008년 금융위기), 평균값 0.40%(<Median 0.41%) 및 최대값 3.79%(2006년)를 기록하였다. <그림 1>은 월간 수익률분포를 박스차트와 밀도함수로 나타낸다.

<그림 1> 아파트 실거래 가격지수 시계열(좌-원 시계열, 우-월간 수익률)

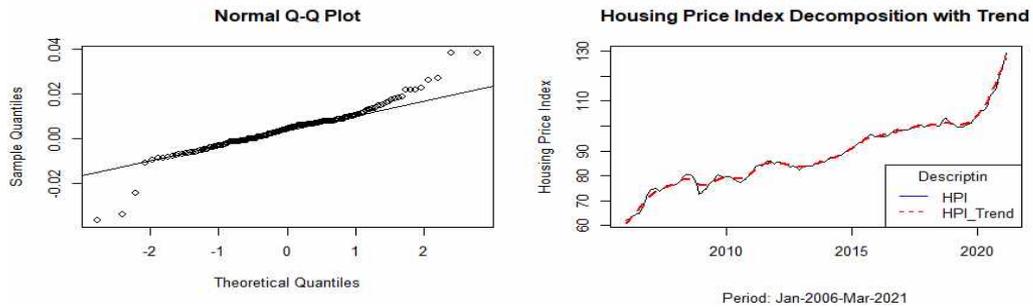


<그림 2> 아파트 실거래 가격지수 수익률분포



<그림 2> 에서 월간 수익률은 분포는 정규분포 대비 (평균<Median)의 수익률 형태를 보이고 있어(skewed to the left), 하방 리스크가 상대적으로 큰 것으로 판단된다.

<그림 3> 아파트실거래가격지수 정규성(Normality) 및 STL*로 추정한 트렌드추이



* STL은 분해는 시계열 자료를 주기(Seasonal), 트렌드(Trend) 및 잔차(Remainder)로 분해하는 방법으로 R.B. Cleveland, Cleveland, McRae & Terpenning (1990)에 의하여 개발되었다.

<그림 3>의 QQ-Plot을 이용한 정규성 확인에서도 <그림 1, 2>의 결과와 동일하게 (+)수익률이 상대적으로 많이 분포하고, 첨도가 정규보다 큰 fat-tail이 나타나고 있으며, 좌측으로 skew된 모습이 관찰되었다. 또한, 원 시계열을 STL로 분해한 그림에서는 데이터를 거의 추세(trend)로 설명하고 있음을 확인할 수 있다.

BN 또는 UC모형을 이용한 분석을 위해서는 원 시계열자료가 I(1) 변수이어야 하기 때문에 분석에 앞서 단위근 검증을 실시하였다. 즉 아파트 실거래가격지수의 시계열 안정성 검토를 위하여 ADF 테스트를 실행하였으며, 검증결과 동 지수는 I(1)으로 확인되었다. 분석결과는 <표 1>과 같다.

<표1> 단위근 검정결과

| 구분 | 값 (t-value) | Critical Value(1%) | Critical Value(5%) |
|------|----------------------|--------------------|--------------------|
| I(0) | 0.001318 (2.51)** | -2.58 | -1.95 |
| I(1) | 0.22457 (-3.93)* | -2.58 | -1.95 |

* $p < .05$ ** $p < .01$

단위근 검정결과에서 I(0)의 경우 5% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보였으나, 1% 유의 수준에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. I(1)의 경우 1% 유의 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되었으며, I(1)의 시계열이 안정성을 나타내었다.

분석에 앞서 각 모형에 대한 간략한 설명을 하고자 한다.

2.1 UC-0 모형

우선 Harvey(1985)와 Clark(1987)에 의한 UC(Unobserved-Component Approach)모형은 관찰되지 않은 변수인 추세와 순환 간의 공분산이 제로(0)라는 가정으로 부터 시작한다. 이 모형을 UC-0 모형으로 표시하며, 반면 추세와 순환의 공분산에 제약을 두지 않은 것은 UC-UR(Unrestricted) 모형으로 표시한다. 추정은 칼만필터(Kalman Filter) 방식을 적용한다.

UC 모형의 기본 구조는 다음과 같다.

$$y_t = \tau_t + c_t \quad (1)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \mu + \eta_t, \quad \eta \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2) \quad (2)$$

$$c_t: \text{stationary and ergodic} \quad (3)$$

식(1)에서 관측한 시계열(observed series)인 주택가격지수의 로그값 $\{y_t\}$ 는 관측되지 않는 추세 $\{\tau_t\}$ 와 사이클 또는 순환 $\{c_t\}$ 의 합으로 나타낸다. 추세를 나타내는 $\{\tau_t\}$ 는 평균 성장률이 μ 인 랜덤워크(Random walk)를 가정한다. 사이클을 나타내는 $\{c_t\}$ 는 안정적 시계열(stationary time series)이고, 에르고딕(ergodic)한 특성을 갖는다고 가정한다.

다음으로 추세와 순환의 오차항의 상관관계를 반영하고 Wold Decomposition에 의해 위 모형을 일반화하여 UC-ARMA 모형을 구성할 수도 있다. 즉, $\{c_t\}$ 가 추세의 오차항과 상관관계를 가질 수 있도록 ARMA(p, q) 프로세스를 가정하면 다음과 같이 일반화가 가능하다.

$$\phi_p(L)c_t = \theta_q(L)\epsilon_t, \quad \epsilon \sim i.i.d.N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (4)$$

$$Cov(\eta_t, \epsilon_{t \pm k}) = \begin{cases} \sigma_{\eta\epsilon} & \text{for } k = 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

식(1)부터 식(4)의 UC-ARMA 모형은 관찰되지 않는 변수 τ_t 와 c_t 를 포함하고 있으므로 직접적인 추정이 불가능하기 때문에 상태-공간(state-space) 모형으로 설정한다. UC-0 모형은 추세와 순환의 오차항이 서로 상관관계가 없음을 가정한다.

$$\sigma_{\eta\epsilon} = 0 \quad (5)$$

상태-공간 모형을 칼만필터를 이용한 최우추정법으로 추정하며, 추정값은 다음과 같이 메카니즘을 이용한다.*

$$\hat{\tau}_{t|t} = E[\tau_t | \Omega_t] \quad \text{where } \Omega_t = (y_1, \dots, y_t)$$

2.2 BN 모형

앞서 살펴보았듯이 추세와 사이클을 UC모형을 사용하면 추세 및 사이클을 매우 직

* 구체적인 추정절차는 Harvey (1981)을 참조하기 바람

관적으로 나타낼수 있으며, 추정방법은 칼만필터를 이용한다. 반면 BN 분해는 안정적이지 않은 I(1) 시계열을 영구적인 추세(permanent trend)와 일시적인 순환부분으로 구분하여 추정하는 방법으로 추세를 먼저 추정하고 원 자료와 추세를 비교하여 사이클을 분해하게 된다. 즉, 영구적인 추세는 $\{y_t\}$ 원 시계열에서 확정적 추세(deterministic drift)를 반영한 장기 예측치로 정의하며 $\{BN_t\}$, 순환 부분 $\{y_t - BN_t\}$ 은 원 시계열과 $\{BN_t\}$ 의 차이로 정의할 수 있다.

$\{BN_t\}$ 를 다시 정의하면, $BN_t = \lim_{M \rightarrow \infty} E[y_{t+M} - M\mu | \Omega_t]$ 로 나타낼 수 있으며, 이는 원 시계열의 극한 예측값에서 해당 기간의 평균 성장률을 차감 조정한 값이다. 여기에서 시계열 $\{BN_t\}$ 은 관측된 시계열 $\{y_t\}$ 와 같은 평균 성장률을 가진 랜덤워크(random walk) 프로세스이며, 사이클의 시계열은 안정적 시계열이다. 추세 $\{BN_t\}$ 와 사이클 $\{y_t - BN_t\}$ 의 오차항들은 (-1)의 상관관계를 갖게 된다.

2.3 UC-ARMA모형, ARIMA모형 그리고 BN 모형의 관계

Morley, Nelson and Zivot(2003)에 의하면, UC-ARMA 모형과 $\{y_t\}$ ARIMA 모형은 분석의 목적상 동일한 자기 공분산(autocovariance) 구조를 가지고 있다면 두 모형은 서로 동등(equivalent)하다고 볼 수 있고 이를 다시 BN으로 표현할 수 있다. 이를 간략하게 보이면 식(2)와 식(4)를 식(1)에 대입하고, 1차 차분하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$\phi_p(L)(1-L)y_t = \phi_p(1)\mu + \phi_p(L)\eta_t + \theta_q(L)(1-L)\epsilon_t \quad (6)$$

식(6)에서 우변이 lag $\max(p, q+1)$ 을 통하여 자기공분산이 0이 아닌 경우, Granger's lemma를 적용하면, 다음과 같이 표현할 수 있다. (Morley, J.C., Nelson, C. R., and Zivot, E., 2003)

$$\begin{aligned} \phi_p(L)(1-L)y_t &= \mu^* + \theta_{q^*}(L)u_t \\ u &\sim i.i.d. N(0, \sigma_u^2) \\ q^* &= \max(p, q+1) \end{aligned} \quad (7)$$

식(7)에서 BN의 추세를 Wold representation을 이용하여 도출될 수 있으며, 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$BN_t = BN_{t-1} + \psi(1)u_t = \psi(1) \sum_{j=1}^t u_j \quad (8)$$

여기서 $\psi(1) = \theta_{t^*}^*(1)/\phi_p(1)$, $BN_0 = 0$ 이며, 추세에 대한 오차항의 분산은 $\psi(1)^2\sigma_u^2$ 이다.

또한 BN 추세는 I(1) 프로세스를 갖는 UC 모형의 랜덤워크 부분에 대한 조건부 기대치인데, 식(1)부터 식(3)에 의해 정의한 조건에 더불어 주기와 순환의 오차항은 상호 상관관계가 있을 수 있다고 가정한다(unrestricted 가정). 그러면, t 시점에서 추세의 조건부 기대치는 다음과 같이 정리한다.

$$E[\tau_t | \Omega_t] = \lim_{M \rightarrow \infty} E[\tau_t + c_{t+M} | \Omega_t]$$

식(3)에서 에르고딕의 가정에 의하여, M을 무한대로 확장하더라도, c_t 는 에르고딕 특성을 갖기 때문에 기대치는 0이 되고 추세 오차항의 기대치 또한 0이 된다.

$$E[\tau_t | \Omega_t] = \lim_{M \rightarrow \infty} E\left[\tau_t + \sum_{j=1}^M \eta_{t+j} + c_{t+M} | \Omega_t\right] = \lim_{M \rightarrow \infty} E[y_{t+M} - M\mu | \Omega_t] = BN_t$$

t시점에서 순환의 조건부 기대치를 표현하면 다음과 같다.

$$E[c_t | \Omega_t] = y_t - E[\tau_t | \Omega_t] = y_t - BN_t$$

위와 같이 축약 ARIMA 모형으로 부터 추세와 순환의 조건부 기대치를 구할 수 있다. 추세는 랜덤워크, 사이클은 에르고딕이라는 두 가지 가정으로 데이터의 식별을 충분히 가능하게 한다.

즉, I(1) 시계열의 경우 UC 모형으로부터 ARIMA 모형 그리고 BN 모형의 표현(representation)이 가능하다.

추가적으로 UC-UR(unrestricted) 모형에서 추세와 순환의 오차항의 상관관계를 반영하는 모형을 ARIMA 모형과 비교하면 다음과 같다. 우선, UC-0 모형에 대한 식(7)의 ARIMA 축약 모형은 다음과 같이 구한다.

$$\Delta y_t = (1-L)\tau_t + (1-L)c_t = \mu + \eta_t + (1-L)(1-\phi_1L - \phi_2L^2)^{-1}\epsilon_t$$

양변에 $1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2$ 을 곱하면 다음과 같이 전개되며,

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) \Delta y_t &= \mu^* + \eta_t - \phi_1 \eta_{t-1} - \phi_2 \eta_{t-2} + \epsilon_t - \epsilon_{t-1} \\ &= \mu^* + u_t + \theta_1^* u_{t-1} + \theta_2^* u_{t-2} \end{aligned} \quad (9)$$

우변은 Granger's lemma에 의하여 MA(2)로 나타낸다. u_t 는 i.i.d. $N(0, \sigma_u^2)$ 이고 μ^* 는 $\mu(1 - \phi_1 - \phi_2)$ 이다. Lippi & Reichlin (1992)은 $\sigma_{\eta\epsilon} = 0$ 인 시계열의 경우 장기 지속척도(long-run persistence measure) $\psi(1) = \theta^*(1)/\phi(1)$ 가 1보다 작거나 같아야 함을 보인 바 있다.

ARIMA 모형으로부터 UC-UR(unrestricted)의 모수를 식별하는 절차를 간략하게 설명하면 다음과 같다. 즉, ARIMA 모형의 자기 공분산은 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= (1 + \phi_1^2 + \phi_2^2)\sigma_\eta^2 + 2\sigma_\epsilon^2 + 2(1 + \phi_1)\sigma_{\eta\epsilon}, \\ \gamma_1 &= -\phi_1(1 - \phi_2)\sigma_\eta^2 - \sigma_\epsilon^2 - (1 - \phi_2 + \phi_1)\sigma_{\eta\epsilon}, \\ \gamma_2 &= -\phi_2\sigma_\eta^2 - \phi_2\sigma_{\eta\epsilon}, \\ \gamma_j &= 0, \quad j \geq 3 \end{aligned} \quad (10)$$

식 (10)으로 부터 다음과 같이 자기 공분산을 구하면,

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= \sigma_u^2(1 + \theta_1^{*2} + \theta_2^{*2}), \\ \gamma_1 &= \sigma_u^2\theta_1^*(1 + \theta_2^*), \\ \gamma_2 &= \sigma_u^2\theta_2^* \end{aligned}$$

위와 같이 표현된다. 식(10)은 다음의 행렬식으로 나타낼 수 있다.

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix}}_{\gamma} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 + \phi_1 + \phi_2 & 2 & 2(1 + \phi_1) \\ -\phi_1(1 - \phi_2) & -1 & -(1 - \phi_2 + \phi_1) \\ \phi_2 & 0 & -\phi_2 \end{bmatrix}}_{\phi} \underbrace{\begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 \\ \sigma_\epsilon^2 \\ \sigma_{\eta\epsilon} \end{pmatrix}}_{\sigma}$$

또는

$$\gamma = \Phi\sigma$$

필요조건이 $\phi_2 \neq 0$ 이고, Φ 가 역변환 가능(invertible)하다고 가정하면,

$$\sigma = \Phi^{-1}\gamma \quad (11)$$

따라서, MA(2)로 부터 UC 모형의 나머지 매개변수, $\sigma_\eta^2, \sigma_\epsilon^2, \sigma_{\eta\epsilon}$ 의 식별이 가능하다.

2.4 UC-UR 모형

UC-ARMA(2, 0) 사례에서 $\sigma_{\eta\epsilon}$ 가 식별된다는 것은 UC 모형의 가정에서 추세와 순환 오차항의 상관관계가 0이라는 제한을 완화(unrestricted)하여 추정함을 의미한다. 완화된 UC-ARMA(2, 0) 모델을 UC-UR로 정의하고, 다음과 같이 상태-공간 모형으로 추정한다.

$$y_t = AX_t \quad (12)$$

$$X_t = BX_{t-1} + Z + CW_t \quad (13)$$

식(12)는 관측 방정식(Observation Equation)으로, 관측치 벡터 y_t 와 상태벡터 X_t 를 연결한다. 식(13)은 상태벡터 X_t 의 전이과정을 보여주는 상태 방정식(state equation)이다.

구체적으로 UC-ARMA(2, 0)의 관측 방정식과 상태 방정식을 다음과 같이 상태-공간 모형으로 나타낼 수 있다.

$$y_t \equiv [110] \begin{bmatrix} \tau_t \\ c_t \\ c_{t-1} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \tau_t \\ c_t \\ c_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix}$$

$$Q \equiv E[V_t V_t'] = \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & \sigma_{\eta\epsilon} & 0 \\ \sigma_{\eta\epsilon} & \sigma_\epsilon^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

앞서 언급하였듯이 위의 상태-공간 모형의 추정에는 칼만필터(Kalman Filter)를 이용한 최우추정법을 사용한다.

II. 분석결과

본 장에서는 주택가격을 각 모형별로 추정하여 추세 및 사이클의 특성을 살펴보고자 한다.

3.1. UC-0 추정결과

<표 2>는 주택가격의 UC-0 모형의 추정 결과이다. 추정된 파라미터들의 표준오차는 전반적으로 낮은 값을 갖고 있어 유의적으로 나타나고 있다. 그리고 추세의 변동성이 매우 낮은 반면 상대적으로 사이클의 변동성은 크게 추정되었다. 우도 값은 -183.6782이다.

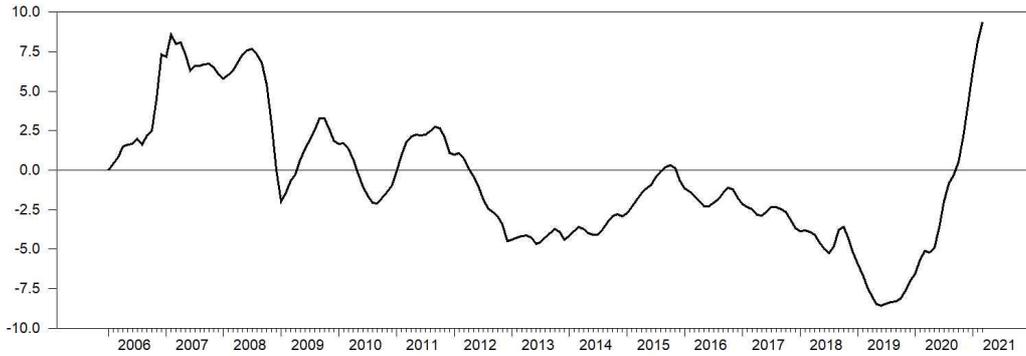
<표 2> Maximum Likelihood Estimates of UC-0 Parameters

| Trend process | Estimate | Std Error |
|-------------------------------|---------------|-------------|
| drift μ | 0.317971214** | 0.046745832 |
| Innovations σ_η | -0.000011264 | 0.223023032 |
| Cycle process | | |
| ϕ_1 | 1.677408156** | 0.053190963 |
| ϕ_2 | -0.698341296 | 0.055352304 |
| Innovations σ_ϵ | 0.659000722** | 0.034772311 |
| Log likelihood: | -183.6782 | |

* $p < .05$ ** $p < .01$

<그림 4>는 UC-0 모형으로 추정된 주택가격의 사이클이다. 사이클의 진폭이 비교적 크고 지속성이 높게 추정되었다.

<그림 4> 주택가격지수 순환주기(UC-0모형)



3.2. BN 추정결과

<표 3>은 BN모형을 ARIMA(2, 1, 2) 모델로 추정한 결과이다. 추정방법은 최우 추정법(ML)을 이용하였다. 우도값이 축약모형의 ARIMA(UC-0모형)의 값보다 작게 추정되고 Lippi & Reichlin (1992)의 결과에서와 같이 추정된 지속성의 값으로 $\psi(1)$ 이 1보다 매우 크게 추정되어 국내 주택가격의 경우 추세와 사이클의 상관관계가 0이 아닐 가능성을 시사하고 있다.

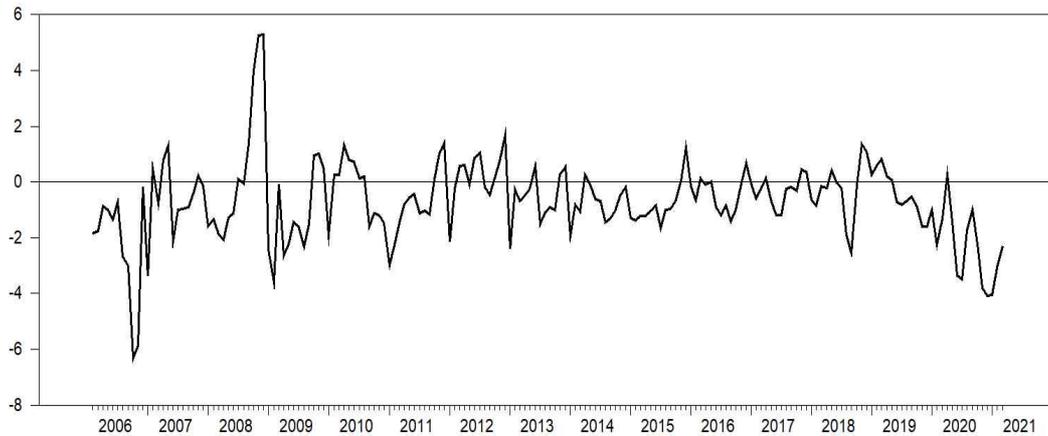
<표 3> Maximum Likelihood Estimates for ARIMA(2,1,2)

| | Estimate | Std Error |
|----------------|---------------|-------------|
| μ | 0.417456191** | 0.138586262 |
| ϕ_1 | 0.497233991 | 0.868378427 |
| ϕ_2 | 0.016617946 | 0.573846489 |
| θ_1 | 0.227629133 | 0.865246061 |
| θ_2 | 0.134043577 | 0.123261381 |
| $\psi(1)$ | 2.800** | 0.499 |
| Log likelihood | -184.1241 | |

* $p < .05$ ** $p < .01$

<그림 5>는 BN모형으로 부터 추정한 순환요인을 그림으로 나타낸 것이다. 기존의 연구와 같이 UC-0와 달리 잦은 변동(choppy)을 보이고 있고 순환주기의 패턴도 짧게 나타났다.

<그림5> 주택가격지수 순환주기(BN모형)



3.3 UC-UR 추정결과

<표 4>는 UC-UR 모형에 대한 변수의 최대우도 추정치 결과이다. 핵심적인 사항은 제약조건이 없는 UC 모형을 이용하였음에도 추세와 사이클의 상관관계에 대한 추정값의 표준오차가 매우 크게 나와 상관관계가 거의 0으로 간주할 수 있음을 알 수 있다. 또한 UC-0 모형에서와 같이 추세의 변동성 σ_η 은 매우 비유적이며, 매우 약하

고 사이클의 변동성 σ_ϵ 는 유의적이고 상대적으로 강하게 추정되고 있다. BN 모형으로 추정된 결과와 함께 종합적으로 해석하면 추세의 장기지속성 $\psi(1)$ 이 강하게 나타나면서 추세의 변동성이 약하게 추정되어 국내 주택가격은 추세가 랜덤워크라기 보다는 확정적 추세를 이루며, 추세가 확정적이기 때문에 사이클과의 변동성은 약하게 나타나는 것으로 판단된다. 세 모형 모두 우도값의 차이는 크지 않아, 국내 주택가격의 경우 어느 모형을 사용하던지 주택가격전망을 하는데 차이가 크게 나타나지는 않을 것으로 보인다.

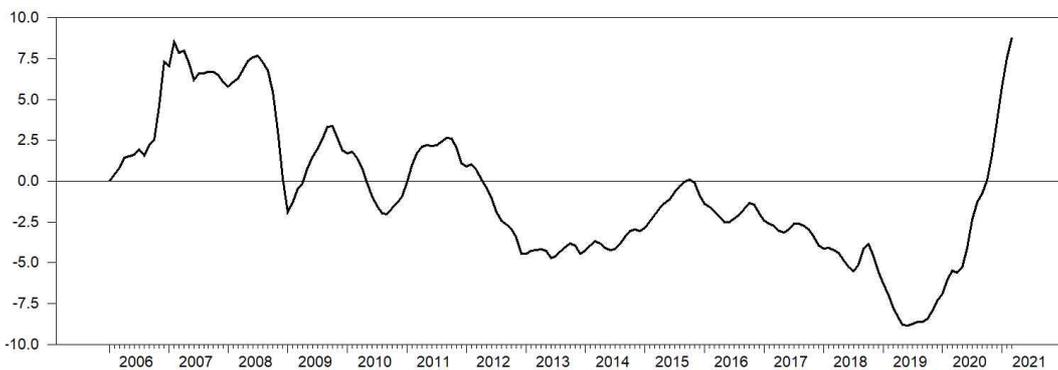
<표 4> Maximum Likelihood Estimates of UC-UR

| Trend process | Estimate | Std Error |
|-----------------------------------|--------------|------------|
| drift μ | 0.32378422** | 0.04424209 |
| Innovations σ_η | -0.01143598 | 0.06078906 |
| Cycle process | | |
| ϕ_1 | 1.64973652** | 0.06337644 |
| ϕ_2 | -0.66960395 | 0.06433673 |
| Innovations σ_ϵ | 0.70808681** | 0.08989514 |
| Correlation $\rho_{\eta\epsilon}$ | 4.1402 | 20.2007 |
| Log likelihood Value | -183.5566 | |

* $p < .05$ ** $p < .01$

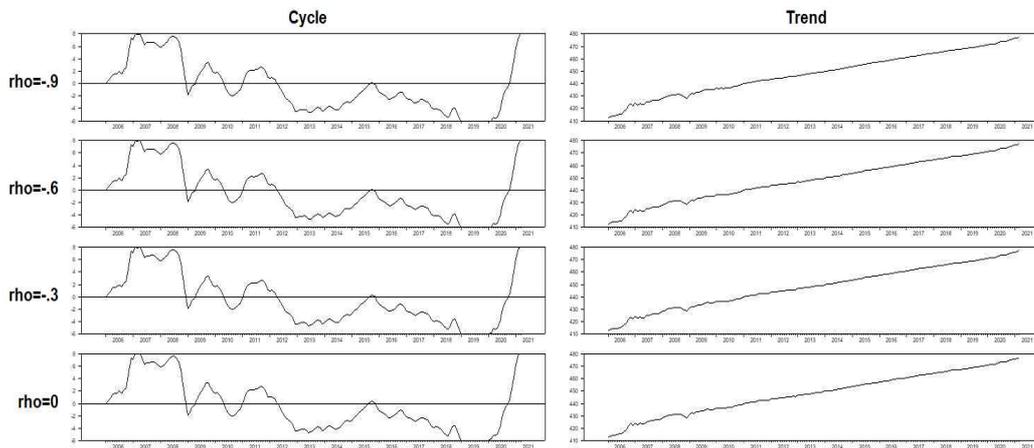
UC-UR 모델에서 나온 순환 요인의 추정치는 <그림 6>과 같다. UC-UR 모형으로 추정된 사이클은 UC-0 모형과 유사함을 확인할 수 있다.

<그림 6> 주택가격지수 순환주기(UC-UR 모형)



<그림 7>은 추가적으로 추세와 사이클의 상관관계(ρ)의 변화에 따른 추정된 추세와 사이클의 분해 결과이다. 상관관계가 -1에서 0까지 값을 변경하여 추세와 순환을 분해하였을 경우, 차이가 나타나지 않음을 볼 수 있다. 이는 국내 주택가격지수의 확률 추세(stochastic trend)와 순환의 오차항의 상관성이 분해에 영향을 미치지 못함을 의미하며, 국내 주택가격의 추세는 확률적 추세 특성이 매우 약함을 의미한다고 할 수 있다.

<그림 7> Different Cycles and Trends, KR. Housing Price Index



IV. 결론

본 연구는 2006년 1월부터 2021년 3월까지 통계청이 고시하는 전국 아파트 실거래 가격지수로 UC-0 모형, BN 모형, UC-ARMA 모형을 이용하여 추세와 사이클로 분해하였다.

분석의 결과 첫째, 국내 주택가격지수는 장기 추세는 매우 강하나 확률적 추세라기 보다는 확정적(deterministic) 추세 성격이 강하며, 사이클의 변동성이 상대적으로 커 단기적으로 주택가격을 추정하기가 어려움을 반영하고 있다.

둘째, 상대적으로 사이클 요인이 작은 I(1) 시계열인 주택가격은 사이클 요인을 고려하지 않는다면 랜덤워크를 따르지 않는다고 할 수 있다. 즉, 주택시장은 금융이론에

서 말하는 효율적시장으로 보기는 어려울 것으로 판단된다. 국내의 주택시장은 시장 정보를 반영하는 특성보다는 전세와 같은 특이한 시장 구조적인 요인 등에 의하여 꾸준히 상승하는 패턴을 보여주고 있다. 즉, 이는 가격 움직임을 충분히 예측 가능하다는 의미로 이는 상당 기간 지속된 우상향 가격 움직임이 시장 참여자에게 적응적 기대가 반영된 결과로 볼 수 있다.

마지막으로, 최근 연기금 등 기관투자자들이 부동산 및 대체투자에 비중을 높이는 경향과 부동산이 자산시장에서 차지하는 비중이 확대되고 있다. 주택가격 분석을 통해 본 부동산 시장의 가격 비효율성과 주택가격 수익률이 정규분포와는 매우 차별적 분포를 따르고 있다는 현상은 투자자의 합리적인 포트폴리오 분산 투자를 저해하는 요소로 작용될 수 있어 위험관리에 많은 노력을 기울여야 할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김문석, 배 형 (2015). 주택가격지수의 순환주기변동과 거시경제변수의 영향, *부동산 연구*, 25(3), 7-25.
- 이영수, 박상현 (2013). 우리나라 주택가격의 추세-순환분해 및 평균회귀 현상 분석, *부동산학연구*, 19(4), 41-54.
- 전해정, 박헌수 (2013). 주택 매매가격의 추세와 순환 분해. *서울도시연구*, 14(4), 77-86.
- 한용석, 이주형. (2009). 주택가격의 순환변동 분석에 관한 연구. *서울도시연구*, 10(4), 229-243.
- Beveridge, S., and Nelson, C. R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'. *Journal of Monetary economics*, 7(2), 151-174.
- Baxter, M., and King, R. G. (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of economics and statistics*, 81(4), 575-593.
- Clark, P. K. (1987). The cyclical component of US economic activity. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(4), 797-814.
- Clark, S. P., and Coggin, T. D. (2009). Trends, cycles and convergence in US regional house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39(3), 264-283.
- Harvey, A. C. (1985). Trends and cycles in macroeconomic time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(3), 216-227.
- Hodrick, R. J., and Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.
- Lippi, M., and Reichlin, L. (1992). On persistence of shocks to economic variables: a common misconception. *Journal of Monetary Economics*, 29(1), 87-93.
- Morley, J. C., Nelson, C. R., and Zivot, E. (2003). Why are the Beveridge-Nelson and unobserved-components decompositions of GDP so different?. *Review of Economics and Statistics*, 85(2), 235-243.

- Oh, K. H., Zivot, E., and Creal, D. (2008). The relationship between the Beveridge–Nelson decomposition and unobserved components models with correlated shocks. *Journal of Econometrics*, 146(2), 207–219.
- Perron, P., and Wada, T. (2009). Let's take a break: Trends and cycles in US real GDP. *Journal of monetary Economics*, 56(6), 749–765.

*** 저자소개 ***

· **박 수 현(sueshpark@gmail.com)**

송실대학교 일반대학원 경영학과에서 박사과정을 수료하였고, 현재 하나UBS자산운용에 재직중이다. 주요 관심분야는 거시경제론, 투자론 등이다.

· **이 준 희(joonrh@ssu.ac.kr)**

Warwick University에서 경영학 박사학위를 취득하였다. 현재 송실대학교 경영대학·경영대학원 교수로 재직 중이고, 주요 강의 및 연구 분야는 금융공학론, 파생상품론, 채권가격결정모형 등이다.