

우리나라 주택가격의 추세-순환 분해 및 평균회귀 현상 분석

Trend-Cycle Decomposition and Mean Reversion of Korean Housing Prices

이 영 수 (Lee, Youngsoo)*

박 상 현 (Park, Sanghyun)**

< Abstract >

This paper analyzes the movement of housing prices in Korea. We decompose housing prices into trend and cycle, using an unobserved component(UC) model, where the trend follows a random walk with drift and the cycle is characterized as ARMA(p,q) process. We also investigate whether housing prices shows a mean reversion in the long horizon. Data covers from Jan. of 1986 to June of 2013.

The cycle process best fits with ARMA(2,1) and explains 60.5% of the housing prices movement, based on the estimated parameters of the model. Predictable variation, due to the predictable cycle process, is estimated to be 31.4% of the housing prices movements.

We find statistical evidence of mean aversion in the short horizon and mean reversion in the long horizon with Fama-French model. Other two models, Jegadeesh model and Poterba-Summers model, shows mean aversion both in the short and the long horizons. After the foreign exchange crisis in 1997, serial correlations and variance ratios have smaller values, implying the inefficiency of the housing market is diminished.

주 제 어 : 주택가격, 추세-순환 분해, 평균회귀, 평균이탈

key word : Housing Price, Trend-Cycle Decomposition, Mean Reversion, Mean Aversion

* 영산대학교 부동산금융학과 교수, yslee@ysu.ac.kr (주저자 및 교신저자)

** 영산대학교 부동산금융학과 조교수, shpark@ysu.ac.kr

I. 서론

다른 시계열 변수들과 마찬가지로 주택가격 역시 추세(trend)와 순환(cycle) 요인으로 분해할 수 있다. 본 연구에서는 추세-순환 분석에서 가장 널리 사용되는 비관측 요소(UC) 모형을 이용하여 우리나라의 주택가격을 추세와 순환요인으로 분해하고,¹⁾ 이와 관련된 우리나라 주택가격 변동의 특징을 살펴보고자 한다.

UC 모형에서는 통상적으로 추세를 확률보행(random walk)의 I(1) 과정으로, 그리고 순환은 안정적인 ARMA(p,q) 과정으로 표현한다. 그런데 효율적 시장가설에 의하면, 효율적인 자산 가격은 랜덤워크 과정을 따르게 되며, 순환요인은 존재하지 않게 된다. 따라서 주택가격을 추세-순환요인으로 분해할 수 있다면, 이는 주택시장이 효율적 시장이 아니라는 것을 의미한다.

그러면 주택시장은 비효율적인가? 선구적 실증 논문인 Linneman(1986)과 Case and Shiller

(1989) 이후, 대부분의 실증분석 결과들은 주택시장이 효율적이지 아니라는 가설을 지지하고 있다.²⁾ Malpezzi(1999)는 이러한 비효율성이 나타나는 이유로 첫째, 주택시장이 현금화하기 어려운 시장(illiquid)이며, 둘째, 주택들이 매우 이질적일 뿐만 아니라 투자대상이 아닌 소비재로 인식되는 경우가 많고, 셋째, 세금을 포함한 거래비용 및 주택에 관한 정보 획득 비용이 높다는 점 등을 들고 있다. 주택가격 형성의 비효율성에 관련된 이러한 요인들은 우리나라의 경우에도 동일하게 적용될 수 있으며,³⁾ 따라서 주택가격을 추세와 순환요인으로 분해하고 주택가격의 변동 중 비효율성과 관련된 순환요인의 효과가 얼마나 되는가를 짚어보는 것은 의미 있는 작업이 될 것이다.⁴⁾

본 연구에서는 주택가격의 추세-순환 분해에 대한 분석과 함께, 우리나라 주택가격의 평균 회귀(이탈) 현상에 대해서도 실증적으로 검토하고자 한다. 추세-순환 분해에서 순환 요인의 존재는 자산 가격의 평균 회귀(mean reversion) 혹은

1) 추세-순환 분해 방법으로는 Beveridge and Nelson (1981)의 BN 분해, Harvey(1985)와 Clark(1987)에 의해 도입된 비관측요소(UC) 분해, Hodrick and Prescott(1997)의 HP 필터, Baxter and King (1999)의 BP(band-pass) 필터 등이 있다. 이러한 여러 가지 필터링 방식의 장단점에 관한 구체적인 논의는 Canova(1998), Stock and Watson(1999), DeJong and Dave(2007) 등을 참조.

2) 실증분석 결과들은 Cho(1996), Malpezzi(1999), Capozza(2002) 등의 정리내용을 참조. 특히 Cho는 주택시장의 효율성 검정을 약형(weak form) 효율성 검정, 준강형(semistrong form) 효율성 검정, 시장 기본(market fundamental) 요인을 이용한 검정, 투기적 거품(speculative bubble)에 대한 검정의 네 가지 범주로 구분하여 실증분석 결과들을 정리하였다.

3) 이용만(2012)은 우리나라 부동산 시장의 비효율성과 관련하여, 부동산 시장에서 나타나는 몇 가지 이례적 현상들에 대한 실증적 결과들을 정리한 서베이 논문을 발표하였다.

4) 추세-순환 분해에 관한 논의는 주로 GDP를 중심으로 이루어져 왔다(Clark,1987; Morley et al., 2003; Oh and Zivot, 2006; Perron and Wada, 2009). 주택가격에 대한 추세-순환 분석 논문으로는 Clark and Coggin(2009)이 있는데, 이들은 미국의 지역별 주택가격(1975. Q1-2005. Q2)에 대한 추세-순환 분해 모형을 이용하여 지역 간의 주택가격이 수렴하는지 살펴보았다. 우리나라의 경우 황영진(2012)이 GDP를 대상으로 그리고 김진옥·장기춘(1996)이 환율을 대상으로 추세-순환 분석을 하였다. 우리나라 주택가격에 대한 추세-순환 분석은 아직 시도된 바 없다.

평균 이탈(mean aversion)에 대한 분석과 연계되어 있다.

Summers(1986)는 주가에 내재가치에서 벗어나는 이탈이 발생할 수 있으며, 이러한 이탈이 장기적으로 서서히 사라지면서 주식의 장기 수익률이 음(-)의 자기 상관관계, 즉 장기적인 평균회귀가 나타날 수 있음을 지적하였다. Fama and French(1988)는 이러한 논의의 선상에서 I(1)의 확률보행 추세와 AR(1)의 순환요인으로 구성된 상태-공간(state-space) 모형을 통해 주가의 장기적인 평균회귀현상을 이론적으로 설명하고 이에 대한 실증분석 결과를 제시하였으며, Khil and Lee(2002)는 순환과정을 AR(2)로 확장하여 평균회귀 현상에 대한 이론적 분석을 하였다.

그러나 순환요인의 존재가 장기적인 평균 회귀 현상만을 초래하지는 않는다. 순환과정의 구체적 형태, 추세요인과 순환요인의 상관성 등에 따라 중장기적으로 평균 이탈 현상이 나타날 수 있기 때문이다.⁵⁾ 특히 Kim et al.(1991)은 장기적인 평균회귀 현상에 대한 실증 분석이 데이터 기간에 민감하며, 주식의 장기수익률이 양의 자기 상관관계를 보이는 평균 이탈 현상도 나타나고

있음을 지적한 바 있다.⁶⁾

이러한 평균회귀 혹은 평균이탈에 대한 논의는 주식 시장만이 아니라 주택 시장에 대해서도 활발히 전개되고 있다. Case and Shiller(1989)는 미국 주택가격지수의 연간 변화율이 양(+)의 자기상관 관계, 즉 평균 이탈을 나타낸다는 실증 분석 결과를 발표하였으며,⁷⁾ Abraham and Hendershott(1996), Capozza et al.(2002) 등은 단기적인 양(+)의 상관관계와 함께 장기적으로는 평균 회귀 현상이 나타난다는 분석 결과를 발표한 바 있다. 우리나라의 경우 주식시장과 관련된 평균 회귀(이탈) 현상에 대한 논의는 활발하게 이루어져 왔으나,⁸⁾ 주택 가격을 대상으로 한 분석은 찾아보기 어렵다.

본 연구는 1986년 1월부터 2013년 6월까지의 우리나라 주택가격지수를 이용하여 추세-순환 분석과 평균 회귀(이탈) 현상을 검토한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. I 장의 서론에 이어, II 장에서는 추세-순환 분석을 위한 모형 설정 및 추정 방법을 설명하고, 우리나라 주택가격을 이용한 실증 분석 결과를 제시하였다. III 장에서는 평균 회귀(이탈) 현상을 검정하기 위한 기본적인

5) 예컨대, 최원혁(2011)은 추세요인과 순환요인의 상관관계가 존재하는 경우, Fama and French(1988)와 같은 AR(1)의 모형에서도 장기적인 평균이탈현상이 나타날 수 있음을 설명하고 있다.

6) Fama and French(1988)는 1926-1985년의 미국 주가 데이터를 이용하여 주식의 평균회귀 현상에 대한 실증 분석 결과를 제시하였다. 그러나 Kim et al.(1991)은 기간을 구분하는 경우 이러한 결과가 달라지는 것을 발견하였는데, 2차 세계대전 이전(1926-1946년)에는 평균회귀 현상이 그리고 2차 세계대전 이후에는 오히려 평균이탈 현상이 나타나고 있음을 보고하고 있다.

7) Case and Shiller는 ‘평균 이탈’이라는 용어를 사용하지는 않았다.

8) 우리나라 주식시장의 평균 회귀(이탈)와 관련된 대표적인 연구로는 정종락·김형찬(1992), 김인배·김창진(1999), 배진호(2006) 등이 있다. 정종락·김형찬은 Jegadeesh(1991)의 회귀모형을 이용한 분석에서 장기적인 평균 회귀가 일어나고 있음을 보고하고 있으나, 동일한 모형을 이용한 김인배·김창진은 데이터 기간이 달라지면서 평균 회귀가 아닌 평균 이탈이 발생하였다는 실증 분석 결과를 발표하였다. 배진호는 Kim et al.(1998)의 분산비를 검정법을 이용한 분석 결과, 외환위기 이전에는 평균 이탈 현상을 지지하는 강한 증거가 그리고 외환위기 이후에는 평균 회귀를 지지하는 약한 증거가 발견되었다고 발표하였다.

분석 모형들을 소개하고 이러한 모형들을 우리나라 주택가격에 적용한 실증 분석 결과를 제시하였다. 아울러 분석기간을 외환위기 이전과 이후로 구분하는 경우 어떠한 차이를 보이는가에 대해서도 검토하였다. IV장은 결론이다.

II. 추세-순환 분해

1. 데이터

주택가격지수는 국민은행에서 발표되는 전국 아파트가격지수로서 계절 조정된 수치를 이용하였다. 기간은 1986년 1월부터 2013년 6월까지이며 월간 데이터이다.

<표 1>은 로그 차분된 주택가격지수의 요약 통계량이다. 요약통계량은 전체 분석 대상기간뿐만 아니라 외환위기 이전(1986.1.-1997.9.)과 이후(1998.1.- 2013.6.)를 구분하여 제시하였다.⁹⁾

〈표 1〉 요약 통계량

	전체기간	외환위기 이전	외환위기 이후
평균	0.427	0.487	0.401
분산	1.159	1.671	0.775
JB	135.5*	25.4*	194.4*

주: JB는 Jarque-Bera 통계량이며, *는 정규분포가 설이 5% 유의수준에서 기각됨을 표시함.

<표 1>에서 보는 바와 같이 주택가격 상승률 평균이 외환위기 이전에는 0.49%였으나 외환위기 이후에는 0.40%로 낮아졌고, 분산은 1.67에서 0.78로 더욱 크게 낮아지면서 변동성이 대폭 축소되었음을 볼 수 있다.

<표 2>는 주택가격지수(로그)에 대한 단위근 검정 결과이다. 본 연구의 추세-순환 분해에서 추세는 확률보행 과정으로 표현되며, 이는 로그 변환된 주택가격지수가 I(1)임을 의미한다. <표 2>에서 보는 바와 같이 로그변환된 주택가격지수는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정, Phillips-Perron(PP) 검정, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) 검정 모두에서 I(1)인 것으로 검정되고 있다.¹⁰⁾

〈표 2〉 단위근 검정 결과

	ADF	PP	KPSS
	(수준변수)		
trend	-2.676	-1.473	-
no trend	-1.809	-1.420	5.812**
	(차분변수)		
trend	-4.729**	-7.123**	-
no trend	-4.664**	-7.072**	0.198

주 1) ADF와 PP 검정은 변수에 단위근이 존재한다는 것이 귀무가설이며, KPSS 검정은 변수에 단위근이 존재하지 않는다는 것이 귀무가설임.

2) **는 1%의 유의수준하에서 귀무가설이 기각됨을 표시함.

3) 검정식은 추세를 고려한 경우(trend)와 그렇지 않은 경우(no trend)의 두 가지 모두를 사용하였으며, 차수(lag)는 4로 설정하였음.

9) 외환위기를 전후하여 주택시장에도 구조적 변화가 야기되었을 가능성이 높다. 본 연구의 III장에서는 주택가격의 평균회귀(이탈) 현상이 외환위기를 기점으로 어떻게 달라지고 있는지에 대한 분석을 포함하고 있다. 우리나라 주택시장의 구조적 변화와 관련된 논문으로는 이영수(2012)가 있다.

10) 외환위기 이전과 이후로 구분된 기간에서도 주택가격지수가 I(1)인 것으로 검정되었다.

2. 모형

비관측 요소모형(UC)을 이용하여 주택가격지수를 다음과 같이 추세와 순환요인으로 분해한다.

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

$$\tau_t = b + \tau_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Phi_p(L)c_t = \Theta_q(L)e_t \quad (3)$$

식(1)에서 y_t 는 주택가격지수의 로그값이며, τ_t 와 c_t 는 각각 추세와 순환요인으로서 관측이 불가능한 변수이다. 식(2)는 추세를 나타내는 식으로 표류항(drift)을 갖는 확률 보행 과정으로 표현되었으며, 식(3)은 순환요인으로서 ARMA(p,q)로 정의되었다. u_t 와 e_t 는 오차항으로서 추세와 순환을 발생시키는 이노베이션(innovation)이다.

추세-순환 분해를 위해서는 먼저 식(3)의 ARMA(p,q)에서 p와 q를 설정하여야 한다. 본 연구에서는 Khil and Lee(2002)의 방법에 따라 p와 q를 식별하고자 한다. 식(1)-(3)으로 표현되는 UC 모형을 구조적 모형이라고 한다면, Box-Jenkins의 ARIMA 모형은 이에 대한 축약형 모형으로 생각할 수 있다. Khil and Lee는 식(3)의 c_t 가 ARMA(p,q)인 경우, y_t 는 ARIMA(p, 1, max(p,q+1))가 될 수 있음을 증명하였다.

이러한 방식을 이용하기 위해 먼저 y_t 에 대한 적정 ARIMA 모형을 식별하여야 한다. AIC기준을 적용한 적정 모형은 ARIMA(2,1,2)인 것으로 나타났으며, 이에 따른 모형 추정결과는 <표 3>과 같다.

<표 3>의 추정 결과에서 Q통계량으로 보면, 모형은 적절하게 식별된 것으로 검정된다. 이 결과에 입각하여 식(3)의 구체적 형태를 판단하면, 순환 요인은 ARMA(2,0) 혹은 ARMA(2,1)으로 식별될 수 있을 것이다.

<표 3> ARIMA 모형 추정 결과

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.448 - 0.200 * \Delta y_{t-1} + 0.693 * \Delta y_{t-2} + u_t \\ & (0.155) \quad (0.054) \quad (0.055) \\ & + 0.931 * u_{t-1} + 0.118 * u_{t-2} \\ & (0.075) \quad (0.073) \end{aligned}$$

$$\log L = -340.1, \quad Q(32) = 32.43 (p\text{-값} = 0.45)$$

주: 회귀식에서 ()안은 표준오차임.

식(1)-(3)의 UC 모형은 관찰되지 않는 변수 τ_t 와 c_t 를 포함하고 있어서 직접적인 추정이 불가능하다. 모형을 추정하기 위해서는 UC 모형을 다음과 같은 상태-공간(state-space) 모형으로 재구성하게 된다.

$$y_t = AX_t \quad (4)$$

$$X_t = BX_{t-1} + Z + CW_t \quad (5)$$

위에서 식(4)는 관측방정식으로 불리며, 관측치 벡터 y_t 와 상태벡터 X_t 를 연결시키는 식이다. 식(5)는 상태방정식으로 상태벡터 X_t 의 전이과정을 나타낸다. 식(1)-(3)의 추세-순환 요인 모형을 구체적인 상태-공간 모형으로 표현하면 다음과 같다.

〈표 4〉 추정 결과

	Case 1: $c_t \sim \text{ARMA}(2,0)$		Case 2: $c_t \sim \text{ARMA}(2,1)$	
	A: $\rho_{uc} = 0$	B: $\rho_{uc} \neq 0$	A: $\rho_{uc} = 0$	B: $\rho_{uc} \neq 0$
b	0.404 (0.055)	0.404 (0.057)	0.404 (0.052)	0.408 (0.141)
ϕ_1	1.804 (0.041)	1.803 (0.041)	1.804 (0.040)	-0.189 (0.054)
ϕ_2	-0.809 (0.042)	-0.808 (0.041)	-0.809 (0.040)	0.691 (0.056)
θ	-	-	0.643 (0.090)	0.958 (0.031)
σ_u	0.329 (0.619)	0.374 (0.046)	0.462 (0.027)	2.832 (0.431)
σ_e	0.600 (0.054)	0.610 (0.060)	0.363 (0.026)	2.433 (0.242)
ρ_{uc}	-	-0.142 (0.097)	-	-0.992 (0.002)
logL	-361.89	-361.90	-361.49	-345.16

주: ()안은 표준오차이며, ρ_{uc} 와 logL은 각각 상관계수와 대수우도함수값임.

case 1: $c_t = \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + e_t$

$$\begin{pmatrix} u_t \\ e_t \end{pmatrix} \sim \text{i.i.d. MVN}(0, \Sigma) \tag{6}$$

$$y_t = (1 \ 1 \ 0) \begin{pmatrix} \tau_t \\ c_t \\ c_{t-1} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \tau_t \\ c_t \\ c_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ e_t \end{pmatrix}$$

case 2: $c_t = \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + e_t + \theta e_{t-1}$

$$y_t = (1 \ 1 \ 0) \begin{pmatrix} \tau_t \\ c_t \\ m_t \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \tau_t \\ c_t \\ m_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & 1 \\ 0 & \phi_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_{t-1} \\ c_{t-1} \\ m_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & \theta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ e_t \end{pmatrix}$$

3. 추정 및 분해

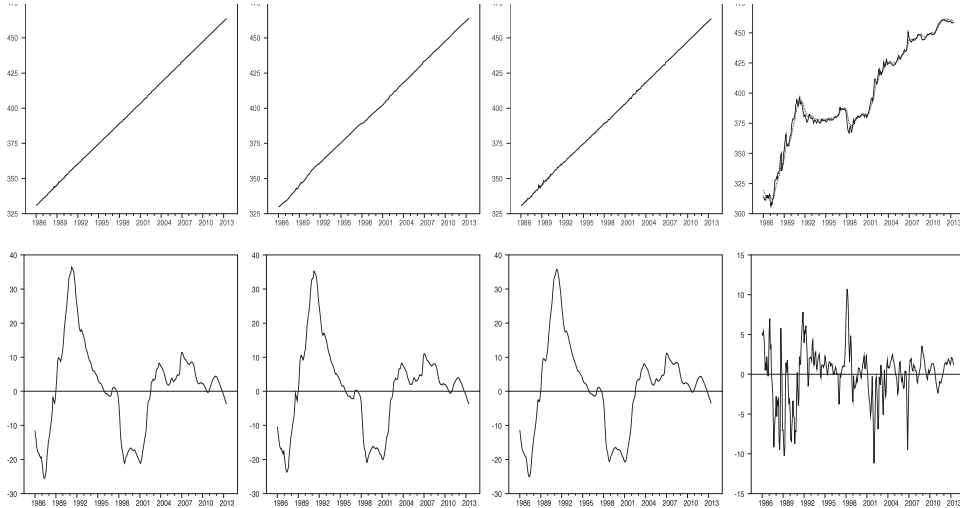
상태-공간 모형의 추정은 칼만 필터(Kalman filter)를 이용한 최우추정법을 사용하게 된다. 이 방식을 사용하기 위해서는 오차항 u_t 와 e_t 의 확률 분포가 필요한데, 여기에서는 일반적으로 사용되는 정규분포를 가정하였다.

상태-공간 모형을 이용한 실증분석 논문들에서는 대부분 u_t 와 e_t 가 독립적이라는 가정을 한다. 그러나 Morley et al.(2003)은 미국의 GDP에 대한 추세-순환 분석에서 u_t 와 e_t 가 독립적이라는 가설이 기각된다는 검정 결과를 발표한 바 있다. 본 연구에서는 독립적인 경우와 그렇지 않은 경우의 두 가지 모두를 추정하고, 그 결과를 비교하여 적정 모형을 결정한다.

<표 4>는 추정결과이다. 표에서 보는 것처럼 각 케이스별로 추정된 대부분의 파라미터들은 모두 높은 t값을 갖고 있다. 다만, Case 1에서 B의 경우, u_t 와 e_t 의 상관계수인 ρ_{uc} 의 추정치에 대한 t값이 -1.45로서 10%의 유의수준에서 통계적 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다. 대수우도함수값은 Case2의 B가 월등히 높으며, 나머지 세 경우는 비슷한 수준이다.

순환요인을 ARMA(2,0)로 상정하는 Case 1의 경우, u_t 와 e_t 의 독립성 가정에 상관없이 나머지 파라미터들의 추정치는 비슷한 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 Case 1의 두 가지 경우가 비

〈그림 1〉 추세-순환 분해



주: 위의 그림은 추세를 아래 그림은 순환을 나타내고 있으며, Case2-B의 추세 그림에서 점선은 주택가격지수 실제 데이터를 표시함.

스한 추세-순환 분해로 이어질 것임을 시사한다.

순환요인을 ARMA(2,1)으로 식별하는 경우, u_t 와 e_t 가 독립적이라는 제약이 있는 경우(Case 2-A)와 제약이 없는 경우(Case2-B)는 큰 차이를 보이고 있다. 독립적이라는 제약 하에서는 AR 계수인 Φ_1 과 Φ_2 의 추정치가 Case 1과 차이가 없으나, 독립적이라는 제약이 없을 경우 매우 다른 추정결과를 보여준다. 제약이 없는 경우, 순환요인인 ARMA(2,1)의 AR 계수들은 <표 3>의 ARIMA(2,1,2)에서의 AR 계수와 거의 일치하고 있다. 이러한 추정 결과는 ARIMA(2,1,2)의 축약형 모형에 대한 구조모형이 Case 2의 B일 수 있음을 간접적으로 시사한다. 한편, ρ_{uc} 의 추정치가 -1에 가까운 것은 Morley et al.(2003)이 지적하는 것처럼, 비제약하의 UC 모형이 이론적으로 Beveridge and Nelson (1981)의 BN 분해와 유사하다는 점에 기인할 것이다.¹¹⁾

<표 5>는 추세 변동의 분산과 순환 요인의 분산을 비교하고 있다. 추세변동의 분산은 식 (2)의 오차항(u_t)의 분산이며, 순환 요인(c_t)의 분산(σ_c^2)은 추정된 ARMA 과정의 계수와 오차항(e_t)의 분산을 이용하여 계산하였다. 표에서 보는 바와 같이, 앞의 세 경우는 순환변동의 비중이 절대적으로 높다. Case2-B의 경우는 추세변동(σ_u^2)과 순환변동(σ_c^2)의 합에서 차지하는 순환변동의 비중이 60.5%이며, 순환변동에서 오차항(e_t)의 분산이 차지하는 비중은 48.1%이다.

〈표 5〉 분산 비교

	Case1-A	Case1-B	Case2-A	Case2-B
(a) σ_u^2	0.11	0.14	0.21	8.02
(b) σ_c^2	36.09	37.30	49.32	12.31
(c) σ_e^2	0.36	0.37	0.13	5.92
b/(a+b)	0.997	0.996	0.996	0.605
c/b	0.010	0.010	0.009	0.481

주: σ_e^2 은 순환요인의 분산임.

11) BN 분해의 경우, 추세부분의 오차항과 순환부분의 오차항은 -1의 완전 상관관계를 보인다.

<그림 1>은 추정된 파라미터를 이용하여 계산한 추세-순환 분해 결과이다. Case2-B를 제외하고는 모두 비슷한 추세-순환 분해 결과를 보이고 있다. 추세가 모두 부드럽고 완만한 상승곡선의 형태를 나타내며, 주택가격의 움직임은 주로 순환요인에 의해 좌우되고 있다. 반면에 적정모형으로 간주되는 Case2-B의 경우는 추세가 완만하지 않으며, 그림에서 보는 것처럼 추세와 실제 데이터의 움직임이 비슷하게 이루어지고 있다.

그러면, 주택가격에서 순환요인의 비중은 얼마나 되는가? 순환요인의 절대값을 주택가격지수로 나눈 비중을 살펴보면, <표 6>에서 보는 것처럼 Case2-B의 경우 평균은 0.61% 그리고 최대치는 2.91%로 나타나고 있다. 다른 세 가지 경우는 평균이 2.5% 내외, 최대값은 9% 내외로 상당히 높은 비중을 보이고 있다.

<표 6> 순환요인의 비중
(단위: %)

	Case1-A	Case1-B	Case2-A	Case2-B
평균	2.59	2.47	2.56	0.61
최대값	9.26	8.94	9.08	2.91

주: 비중 = |순환요인|/주택가격지수

III. 평균회귀(이탈)

주택가격의 평균회귀(이탈) 현상을 검정하는 방법으로는 회귀방정식을 이용하는 방법과 분산 비율을 이용하는 두 가지 방식이 사용된다. 본 연구에서는 이 두 가지 방식을 모두 적용하였다.

1. 회귀방정식 모형

회귀방정식을 이용하는 모형으로는 Fama and French(1988)의 모형과 Jegadeesh(1991)의 모형이 있다. 우선 Fama and French의 모형을 살펴보면 다음과 같다.

$$r(t,t+T) = \alpha + \beta(T)*r(t-T,t) + \varepsilon_t \quad (7)$$

위 식에서 $r(t,t+T)$ 는 주택가격지수의 t 시점부터 $t+T$ 시점까지 T 기간 동안의 연속 복리 증가율이며, 식(1)을 이용하면

$$r(t,t+T) \equiv y_{t+T} - y_t = [\tau_{t+T} - \tau_t] + [c_{t+T} - c_t] \quad (8)$$

로 구분될 수 있다. 만일 순환요인(c_t)이 존재하지 않고 추세요인(τ_t)이 식(2)에서와 같이 확률 보행 과정을 따른다면 $\beta(T)$ 는 0이 될 것이다. 반면에 순환요인이 존재한다면 $\beta(T)$ 는 0이 아닌 값을 갖게 되는데, $\beta(T)$ 의 추정치가 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 가지면 평균회귀현상을 보이는 것으로 그리고 통계적으로 유의한 양(+)의 부호를 가지면 평균이탈현상을 보이는 것으로 해석할 수 있다.

한편, Jagadeesh의 회귀방정식 모형은 다음과 같다.

$$r(t,t+1) = \alpha + \beta(T)*r(t-T,t) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Jagadeesh는 Fama and French가 종속변수로 T -기간 상승률을 사용한 것과는 달리 1-기간 상승률을 종속변수로 사용하고 있는데, Jegadeesh는 1-기간 상승률 모형이 T -기간 상승률 모형보다

〈표 7〉 $\beta(T)$ 의 추정 결과

T	Fama-French 모형: 식 (7)			Jegadeesh 모형: 식 (9)		
	전체	외환위기이전	외환위기이후	전체	외환위기이전	외환위기이후
1개월	0.730*	0.681*	0.777*	0.730*	0.681*	0.777*
2개월	0.672*	0.683*	0.590*	0.382*	0.389*	0.360*
3개월	0.589*	0.602*	0.464*	0.243*	0.246*	0.216*
1년	0.292*	0.396*	0.167*	0.060*	0.069*	0.050*
2년	0.146*	0.250*	-0.239*	0.027*	0.037*	0.026*
3년	-0.146*	-0.076*	-0.062	0.018*	0.029*	0.013*
4년	-0.248*	-0.372*	0.118	0.008*	0.026*	0.012*
8년	-0.426*	-	-	0.005	-	0.015*

주: *는 5%의 유의수준에서 추정치가 유의함을 의미함.

점근적(asymptotic) 검정력이 높다고 설명하고 있다.

식(7)과 식(9)는 통상최소자승법(OLS)으로 추정할 수 있다. 다만, 표본이 작을 경우 $\beta(T)$ 에 $1/(n-T)$ 의 하향 편의(downward bias)가 발생하기 때문에 이를 보정할 필요가 있으며,¹²⁾ 시계열의 이분산성(heteroskedasticity) 문제도 감안해야 한다. White(1980)의 이분산성 검정 결과 주택가격 지수에는 이분산성이 존재하는 것으로 나타났으며, 이를 해결하기 위해 본 연구에서는 $\beta(T)$ 의 검정을 위한 표준오차를 White의 방식을 사용하여 조정하였다.

〈표 7〉은 $\beta(T)$ 에 대한 추정결과이다. Fama-French 모형을 적용한 결과에서는 전체기간을 대상으로 분석하는 경우, 2년의 기간까지는 평균 이탈 현상이 그리고 3년 이상의 장기에서는 평균 회귀 현상이 발견된다. 단기적인 평균 이탈과 장기적인 평균 회귀 현상은 외환위기 전에도 동일하게 나타나고 있으나, 외환위기 이후에는 2년을 제외하고는 통계적 유의성을 갖는 장기적인 평균 회귀가 나타나지 않는다.

Jegadeesh 모형을 이용한 추정 결과 역시 단기적인 평균 이탈 현상이 발견된다. 그러나 Fama-French 모형에서와는 달리 장기적인 평균회귀 현상이 나타나지 않고, 오히려 장기적인 평균 이탈 현상이 발생하는 것으로 분석된다. 이러한 평균 이탈 현상은 외환위기 이전과 이후를 구분한 기간에서도 동일하게 나타나고 있으며, 모든 계수가 통계적으로 유의하다. 다만, T가 1년 이상을 넘어서는 경우, 계수의 크기가 0.1보다도 작아서 평균이탈의 정도는 매우 작다고 하겠다.

2. 분산비율 검정

Poterba and Summers(1988)는 회귀방정식 대신 다음과 같은 분산비율을 이용한 검정을 제안하였다.

$$VR(T) = [\text{Var}(R_t^T)/T] / [\text{Var}(R_t^{12})/12] \quad (10)$$

위 식에서 R_t^T 는 앞 절의 $r(t,t+T)$ 와 동일한 개

12) 추정된 $\beta(T)$ 에 $1/(n-T)$ 를 더하여 보정한다. 여기서 n은 추정을 위해 사용되는 관찰치 개수(number of observation)이다.

〈표 8〉 분산비율 검정 결과

T	전체기간	외환위기 이전	외환위기 이후
2년	1.365* (0.162)	1.651* (0.259)	1.219 (0.221)
3년	1.622* (0.266)	2.332* (0.409)	1.279 (0.358)
4년	1.686* (0.349)	2.844* (0.502)	1.209 (0.460)
5년	1.493 (0.420)	2.827* (0.527)	1.275 (0.533)
10년	1.003 (0.640)	-	1.472 (0.685)

주: ()안은 25,000번의 몬테카를로 시뮬레이션에 의해 계산된 표준오차이며, *는 5%의 유의수준 하에서 분산비율이 1이라는 귀무가설이 기각됨을 표시함.

년의 표기로서 T기간 동안의 연속 복리 증가율을 표시한다. 분산비율 VR(T)는 1년(12개월) 단위의 주택가격 증가율의 분산을 기준으로 계산되고 있다.

만일 주택가격에 순환요인이 존재하지 않고 확률보행 과정을 따른다면,

$$\text{Var}(R_{t+T}) = \text{Var}(\tau_{t+T} - \tau_t) = T\sigma_u^2 \quad (11)$$

이며, 따라서 식(10)으로 정의된 분산비율 VR(T)는 모든 T에 걸쳐서 1이 될 것이다. 그러나 순환요인이 존재하면서 주택가격이 평균으로 회귀하는 경향을 보인다면 T가 12개월보다 큰 경우, VR(T)는 1보다 작게 되고, 평균으로부터 이탈하는 경향을 보인다면 VR(T)는 1보다 크게 될 것이다.

VR(T)가 1인가의 여부를 검정하기 위해서는 VR(T)의 분포가 필요하다. Lo and MacKinlay (1988)는 VR(T)의 분포가 점근적으로 정규분포를 한다는 것을 밝히고 있으나, 본 연구에서는 데이터가 대표본이 아니라는 점을 감안하여 Poterba and Summers에서와 같이 25,000회의 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 VR(T)의 분포를 추출하였다.

소표본에서는 VR(T)의 추정치가 편의(bias)를 갖게 된다. Poterba and Summers에 의하면 VR(T)의 기대치는,

$$E\{VR(T)\} = \frac{12+5T}{6T} + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^{T-1} \frac{n-T}{n-j} - \frac{1}{6} \sum_{j=1}^{11} \frac{n-12}{n-j} \quad (12)$$

이다. 따라서 VR(T)의 불편추정치는 식 (10)에서 계산된 VR(T)를 식 (12)의 E{VR(T)}로 나누어 얻게 된다.

〈표 8〉은 분산비율 및 검정 결과이다. 표에서 보는 바와 같이, 전체기간을 대상으로 하는 경우, 분산비율은 모두 1보다 크게 추정되면서 평균 이탈 현상이 나타나고 있음을 보여준다. 다만, T가 5년 이상에서는 5%의 유의수준 하에서 통계적인 유의성을 갖지 못하며, 특히 T가 10년인 경우 분산비율은 거의 1 수준을 보이고 있다.

외환위기 이전과 이후를 구분하여 추정한 결과에서도 분산 비율은 모두 1보다 크게 나타나고 있다. 다만, 외환위기 이전의 경우에는 외환위기 이후에 비해 분산비율이 모두 높게 추정되며, 5%의 유의수준 하에서 통계적 유의성을 갖는 반면,

외환위기 이후에는 통계적 유의성을 갖지 않는다. 또한 전체기간에서 T가 길어지면서 분산 비율이 낮아지는 경향이 있는 반면, 기간을 구분한 경우에는 분산 비율이 오히려 높아지는 특징도 보이고 있다.

IV. 결론

본 연구에서는 1986년 1월부터 2013년 6월까지의 주택가격지수를 이용하여 주택가격의 추세-순환 분해와 평균 회귀(회피) 현상에 대해 살펴 보았다. 분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 추세를 확률보행 과정으로 그리고 순환 요인을 ARMA(p,q)로 정의할 때, p와 q는 각각 2와 1일 때가 가장 적절한 것으로 식별되었으며, 추세 오차항(u_t)과 순환 오차항(e_t)의 상관계수가 거의 -1에 근접하는 것으로 추정되었다. 이러한 높은 상관성은 주택가격의 변화를 초래하는 여러 가지 충격들이 추세와 순환 모두에 공통적으로 영향을 미치고 있음을 시사한다.

둘째, 주택가격에서 순환 요인이 차지하는 비중은 낮은 편이다. 가장 높은 경우가 2.9%이며, 평균적으로는 0.6%에 불과하였다.

셋째, 순환 요인의 비중이 낮음에도 불구하고, 추세 변동의 분산과 순환 분산의 합에서 차지하는 순환 분산의 비중은 60.5%로서, 주택가격의 변동이 추세변동보다는 순환과정을 통해 발생하는 변동에 더 크게 영향을 받는 것으로 분석되었다.

넷째, 주택가격의 평균 회귀(이탈) 현상은 검정모형에 따라 다른 결과를 보이고 있다. Fama and French 모형에서는 단기적인 평균 이탈과 함께 장기적인 평균 회귀 현상이 나타나는 것으로 검정되었으나, Jegadeesh 모형 및 Poterba and Summers 모형에서는 이러한 장기적인 평균 회귀가 발생하지 않은 것으로 검정되었다.

다섯째, 외환위기 이전과 이후를 구분하여 분석하는 경우, Fama and French 모형에서 보이는 장기적인 평균 회귀 현상이 외환위기 이후에는 발견되지 않는다. 또한 주택가격 시계열의 상관성을 의미하는 회귀 계수가 Jegadeesh 모형 및 Poterba and Summers 모형 모두에서 외환위기 이후 낮아지고 있으며, Poterba and Summers 모형에서의 분산 비율도 외환위기 이후 낮아지는 특징을 보였다.

이러한 분석 결과들은 우리나라 주택시장이 비효율적 시장이며, 비효율성은 외환위기 이후 줄어들고 있음을 시사한다. 시장의 비효율성은 시장에서 형성되는 가격의 일부에 대해 예측이 가능함을 의미한다.

본 연구에서와 같은 추세-순환 요인 모형에서 순환 변동은 일정 부분 예측이 가능하다. 순환변동을 예측이 불가능한 부분(σ_e^2)과 예측이 가능한 부분($\sigma_e^2 - \sigma_e^{*2}$)으로 구분하면, 예측이 가능한 부분의 비중은 순환변동의 51.9%이며,¹³⁾ 주택가격 총변동의 31.4% 수준이다.¹⁴⁾¹⁵⁾

다만, 이러한 예측력은 한계를 갖고 있다. 순환 과정에서의 추정 계수가 기간에 상관없이 안정적인가의 여부는 차치하고라도, 주택가격에서

13) <표 5>에서 σ_e^2/σ_e^{*2} 는 0.481이었음을 참고.

14) 주택가격의 변동 중에서 예측이 가능한 부분의 비중은 $(\sigma_e^2 - \sigma_e^{*2})/(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)$ 이다.

15) Fama and French(1988)는 식 (7)을 이용하여, 미국 주가수익률에서 예측이 가능한 부분을 계산하였다. 분

차지하는 순환 요인의 비중이 매우 낮아서 주택 가격 대비 예측 비율 역시 낮을 것이기 때문이다. 특히 외환위기 이후에는 주택가격의 시계열 상관성이 낮아지고 분산비율도 낮아지면서 주택 시장의 비효율성도 축소되고 있음을 주목해야 할 것이다.

논문접수일 : 2013년 12월 2일

논문심사일 : 2013년 12월 10일

게재확정일 : 2013년 12월 24일

참고문헌

1. 김인배·김창진, “한국 주식시장, 평균회귀인가, 이탈인가 -시간연동모수기법을 이용한 추정-,” 「국제경제연구」 제 5권 제 3호, 한국국제경제학회, 1999, pp. 97-115
2. 김진욱·강기춘, “실질환율의 추세 및 순환요인의 분해,” 「한국경제학보」 제 3권 제 1호, 연세대학교 경제연구소, 1996, pp. 95-117
3. 배진호, “한국 주식시장의 평균회귀·이탈 현상 재고찰,” 「경제연구」 제 24권 제 2호, 한국경제통상학회, 2006, pp. 85-105
4. 이영수, “주택가격과 물가의 동학: 한국의 경험,” 「부동산학연구」 제 18집 제 4호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 55-72
5. 이용만, “부동산시장의 이례현상들,” 「주택연구」 제 20권 제 3호, 한국주택학회, 2012, pp. 5-40
6. 정종락·김형찬, “주식가격의 장기종속성과 평균회귀에 관한 실증연구,” 「경영학연구」 제 22권 제 1호, 한국경영학회, 1992, pp. 213-242
7. 최원혁·전덕빈·김동수·노재선, “상태-공간 모형에서의 주가의 가성 평균-회귀,” 「한국경영과학회지」 제 36권 제 1호, 한국경영과학회, 2011, pp. 13-26
8. 황영진, “DSGE 모형을 이용한 추세와 경기순환변동분의 분해,” 「한국개발연구」 제 34권 제 4호, 한국개발원, 2012, pp. 117-156
9. Abraham, J.M. and P.H. Hendershott, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets,” *Journal of Housing Research*, Vol. 7, 1996, pp. 191-208

석결과에 의하면, 3-5년의 수익률의 분산 중 예측이 가능한 부분은 대형주의 경우 25%이고 소형주의 경우는 40%수준인 것으로 발표하였다.

10. Baxter, M. and R.G. King, "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series," *Review of Economics and Statistics* 81, 1999, pp.575-593
11. Beveridge, S. and C.R. Nelson, "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, 1981, pp. 51-174.
12. Canova, F., 1998, "Detrending and Business Cycle Facts," *Journal of Monetary Economics* 41, 1998, pp. 475-512
13. Capozza, D. R., P. H. Hendershott, P.H. Mack, and C.J. Mayer, "The dynamic structure of housing markets," Working Paper, Univ. of Michigan Business School.
14. Case, K. E. and R. J. Shiller, "The Efficiency of the Market for Single Family Homes," *American Economic Review*, Vol. 79 No. 1, 1989, pp. 125-137
15. Cho, M., "House Price Dynamics: A Survey of Theoretical and Empirical Issues," *Journal of Housing Research*, Vol. 7, 1996, pp. 145-172
16. Clark, P. K., "The cyclical component of U.S. economic activity," *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 102, 1987, pp. 797-814
17. Clark, S. and T. D. Coggin, "Trends, Cycles and Convergence in U.S. Regional House Prices," *Journal of Real Estate Finance Econ*, Vol. 39, 2009, pp. 264-283
18. DeJong, D. and C. Dave, *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press, 2007
19. Fama, E. F., "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy* Vol. 96, 1988, pp. 246-273.
20. Harvey, A. C., "Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series," *Journal of Business and Economic Statistics* Vol. 3, 1985, pp. 216-227.
21. Hodrick, R. and E. Prescott, "Postwar US business cycles: an empirical investigation," *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 29, 1997, pp. 1-16.
22. Jegadeesh, N., "Seasonality in Stock Price Mean Reversion: Evidence from the U.S. and the U.K.," *Journal of Finance*, Vol. 46, 1991, pp. 1427-1444
23. Khil, J. and B. Lee, "A Time-Series Model of Stock Returns with a Positive Short-Term Correlation and a Negative Long-Term Correlation," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 18, 2002, pp. 381-404
24. Kim, C., C.R. Nelson, and R. Startz, "Testing for Mean Reversion in Heteroskedastic Data Based on Gibbs-sampling-Augmented Randomization," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 5, 1998, pp. 131-154
25. Kim, M. J., C.R. Nelson, and R. Startz, "Mean Reversion in Stock Prices? A Reappraisal of the Empirical Evidence," *Review of Economic Studies*, Vol. 48, 1991, pp.

- 515-528
26. Linneman, P., "An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol. 20, 1986, pp. 140-154
27. Lo, A.W. and A.C. MacKinlay, "Stock Market Prices do not follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, Vol. 1, 1988, pp. 41-66
28. Malpezzi, S., "A Simple error Correction Model of House Prices," *Journal of Housing Economics*, Vol. 8, 1999, pp. 27-62
29. Oh, K.H. and E. Zivot, "The Clark model with correlated components," Unpublished manuscript, Department of Economics, University of Washington. 2006
30. Perron, P. and T. Wada, "Let's take a break: Trends and cycles in US real GDP," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, 2009, pp. 749-765.
31. Poterba, J.M. and L.H. Summers, "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications," *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, 1988, pp. 27-59
32. Stock, J.H. and M.W. Watson, "Business cycle fluctuations in US macroeconomic time series," in Taylor, J.B. and M. Woodford(eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, North-Holland, Amsterdam, 1999
33. Summers, L. H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Value?" *Journal of Finance*, Vol. 41, 1986, pp. 591-601
34. White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 40, 1980, pp. 617-636