

한국 주택가격 변동은 펀더멘탈에 의해 주도되고 있는가?*

김 윤 영**

논문 초록

본고는 한국 주택 가격에 펀더멘탈과 무관한 $I(1)$ 인 비정상 확률적 추세가 존재하는지의 여부를 주택 가격·거시 펀더멘탈로 구성된 VAR 모형에서 검정·추정하여 보았다. 이 추세는 통상적인 자산 가격의 합리적 버블과 관련이 있으며 오차수정 모형을 통해 해석하는 경우 유사성이 있다. 분석 모형에서 주택 가격과 거시경제변수로 구성된 펀더멘탈은 모두 $I(1)$ 이며 서로 공적분 관계인 것으로 가정한다. 이런 이론적 틀에서 거시 펀더멘탈의 추세와 통계적으로 독립인 주택 가격 내 추세의 추정이 베버리지 넬슨 분해를 통해 가능하며 이의 존재 여부는 표준적인 t -검정을 통해 수행된다. 실증분석 결과 외환위기 이후 기간 중 한국 주택가격에 환율 요인으로 인해 '펀더멘탈과 무관한 추세가 존재하지 않는다'는 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다. 또한 주택가격, 펀더멘탈 및 비 펀더멘탈로 구성된 VAR 모형을 이용한 충격반응 분석 결과, 한국 주택가격은 펀더멘탈보다 시장 심리 등에 기인한 비 펀더멘탈 충격에 크게 반응하며 분산분해 결과도 비 펀더멘탈이 펀더멘탈을 압도하는 것으로 나타났다. 특히 비 펀더멘탈 충격이 발생하는 경우 (부동산 정부 규제 등으로 인해) 주택가격에는 음의 반응을 유발하는 것으로 나타났다. 주택가격 결정에 비 펀더멘탈 요인의 비중이 이렇게 크게 나타남에 따라 정책적 대응 역시 시장심리 안정에도 관심을 가져야 할 것으로 보인다.

핵심 주제어: 주택 가격, 펀더멘탈과 무관한 추세, 베버리지 넬슨 분해, 오차수정모형
경제학문헌목록 주제분류: C32

투고 일자: 2013. 4. 24. 심사 및 수정 일자: 2013. 7. 17. 게재 확정 일자: 2013. 8. 20.

* 두 분 심사자의 제언에 진심으로 감사드립니다.

** 단국대학교 경제학부 부교수, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr

I. 서론

최근 미·일 등 주변국의 통화완화 정책과 맞물려 금리인하를 통한 거시 경제여건 개선에 대한 정치 사회적 압력이 대두되고 있다. 그러나 통화당국의 경우 선풍적인 금리인하가 주택담보 대출을 확대시켜 오히려 가계부채 문제를 악화시키는 부작용을 우려하고 있는 것으로 보인다.¹⁾

이와 관련하여 주택관련 정책결정 이전에 최근 한국 주택가격이 버블을 내포하고 있는지 또는 과거에 내포하고 있던 버블이 부양책을 논할 정도로 충분히 제거되었는지의 평가가 우선되어야 하는 것으로 판단된다. 만일 버블이 아직 상당부분 존재하고 있는 데에도 추가 부양책을 시행하는 경우 추후 발생가능한 주택가격 폭락으로 인한 가계부실과 경제적 악영향은 경제 위기 가능성을 높일 가능성이 크다. 그러나 버블이 없거나 미미한 경우 주택가격 추가 하락 위험은 배제되며 거시 경제 회복을 위한 금리인하 정책은 옹호될 수 있다.²⁾

여기서 자산가격 버블은 큰 의미에서 펀더멘탈로부터의 괴리 또는 불균형으로 정의할 수 있으며 합리적 버블(rational bubble) 이론은 버블의 존재가 효율적 시장가설과 배치되지 않는다고 본다.³⁾ 그러나 버블은 버블기의 자산가격과 시장기초가치의 괴리에 따른 자원의 동태적 비효율적 배분을 유발하는 부작용이 있다(Shiratsuka, 2000).

자산가격 버블 중 중요한 것 중 하나는 주택 부문으로 이는 최근의 서브프라임 금융위기가 미국 주택시장의 버블에서 촉발된 측면이 있기 때문이다. 미국 주택 부문의 버블 발생요인은 증권화, CDO 등 금융공학의 발전 등에도 기인한다. 주택가격의 버블 존재 여부를 분석한 연구로는 Abraham and Hendershott(1996),

-
- 1) 한국은행의 「통화신용정책보고서」(2013년 4월, p. 43) 역시 낮은 대출금리가 주택담보대출 수요를 유발하여 가계부채 문제를 가중시키는 요인으로 작용할 가능성이 있다고 지적하고 있다.
 - 2) 김현정(2013) 등은 가계부채 증가를 결정 요인에 대한 회귀분석에서 추정방법에 관계없이 주택가격상승률이 가장 유의한 설명변수로 보고하고 있다.
 - 3) Blanchard and Watson(1982)은 자산가격 버블과 폭락이 합리성을 가정하더라도 존재할 수 있음을 보이며, 버블이 존재하지 않는다는 가설이 결함확률 분포에 미치는 제약조건을 검정하는 버블의 검정 방법을 제시한다. Tirole(1985)은 합리적 버블은 경제성장률이 자산의 요구 수익률보다 클 때 무한증척세대의 자산소유자가 유한한 계획기간을 가지는 경우 발생할 수 있음을 보인다. O'Connell and Zeldes(1988)은 무한한 계획기간과 자산보유자의 숫자가 증가하는 경우 유사한 결론을 도출한다.

DiPasquale and Wheaton(1994), Meen(2002)은 주택시장의 수요 및 공급 균형에, Campbell and Shiller(1987, 1988), Wang(2000) 등은 현재가치모형과 공적분 관계에 초점을 맞추어 분석하고 있다.

국내에서는 김경환·서승환(1990)은 단순회귀분석으로 1974년~1989년중, 김봉한(2004)은 상태전환회귀식을 이용하여 1987~2002년 중 국내 주택 가격에 버블이 있음을 보였다. 이준희(2006), 이준희·송준혁(2007)은 주택시장 수급의 장기균형 모형, 현재가치모형 및 일반 균형 자산가격 모형 등을 공적분 기법으로 추정하는 방식으로 1987년~2004년 중 아파트가격에 버블이 있었던 것으로 보고하고 있다. 이용만·김선웅(2006)은 West(1987)의 설정오류 검정 방법을 통해 서울 강남지역의 주택가격에 버블이 존재하지 않는다고 분석하고 있다.

그런데 자산가격 버블의 검정과 추정은 그 중요성에도 불구하고 이론 및 실증에 있어 논란의 소지가 큰 분야이다. 우선 검정 방법에 있어 Shiller(1981)와 LeRoy and Porter(1981) 등의 과잉 변동성 검정방법(variance bounds test), Diba and Grossman(1987) 등의 공적분 접근, West(1987)의 설정오류 검정 방법(mis-specification test) 등이 있지만 모두 만족스럽지 않은 것으로 알려져 있다.⁴⁾ 또한 버블의 개념과 인정범위도 논란의 대상이다. Diba and Grossman(1988a, b) 등 합리적 버블이론에서는 말기 조건(transversality)이 충족되지 않는 상황 곧 버블이 자기 충족적(self-fulfilling) 성격을 지니는 상황을 강조한다. 여기서 버블이 합리적이라는 것은 시장 참가자가 주택 가격 중 시간 할인된 버블 부분이 장기적으로도 소멸되지 않는 것으로 판단하고 있다는 의미에서 이다. 그러나 버블이 발산(explosive process)한다고 가정(즉 $I(d)$, $d > 1$) 하는 것은 자산 가격이 통상적으로 임의 보행으로 근사되는 $I(1)$ 확률 과정이라는 통계적 검정 결과와 괴리되는 것이다. 이는 주택 가격 버블의 검정에서 대단히 중요한 문제로 Diba and Grossman(1987, 1988a)에 따르면 만일 자산가격 버블이 자산 가격이 발산하는 경우에만 존재한다면 대부분의 경우 자산 가격에는 버블이 존재하지 않게 된다.⁵⁾ 이는 말기 조

4) 자산가격의 버블 검정에 대한 서베이로는 Scherbina(2013)를, 버블 검정에 대한 계량경제학적 논의는 Phillips, et. al. (2012)를 참조하라.

5) 어떤 변수가 $I(d)$ 인 확률과정이며 $d > 1$ 인 경우를 의미한다. 가령 주택 가격이 $I(d)$ 인 발산하는 합리적 버블을 포함하고 있다면 주택 가격 역시 $I(d)$ 인 확률 과정이다. 이는 주택 가격이 $I(1)$ 인 확률 과정으로 근사된다는 통상적인 관측과 위배되는 것이다.

건이 충족되지 않으며 이에 따라 버블이 발산과정을 따른다고 가정하는데서 출발하는 어려움이다.

이와 관련하여 본고는 주가를 분석한 Kim(2011), 김윤영(2013)을 따라 버블을 선험적으로 정의하고 이를 검정 또는 추정하기 보다는 최대한 합리적 버블이론에 근접한 시계열을 주택가격에서 분리할 수 있는 지에 초점을 맞추는 방식을 따르기로 한다. 이와 같은 실증적 접근 방법은 이론적 기초보다 데이터에 충실함으로서 검증 또는 추정방법에 따른 강건성 저하를 줄이는 장점을 가진다.

좀 더 구체적으로 본고는 주택가격이 통상적으로 임의 보행으로 근사되는 $I(1)$ 확률 과정이라는 전제하에 확률적 추세(trend)의 개념에 주목하고자 한다. Beveridge and Nelson(1981)에 따르면 $I(1)$ 인 주택 가격은 $I(1)$ 인 추세(trend) 부분과 $I(0)$ 인 그 나머지의 순환(cyclical) 부분으로 분해할 수 있다.

여기서 우리는 주택 가격의 추세 중 펀더멘탈과 독립적인 부분 (비 펀더멘탈 추세)이 있는 지에 관심을 가진다. 이 비 펀더멘탈 추세는 펀더멘탈과 관련이 없으면서 시계열 속성상 장기적으로 소멸하지 않는다는 점에서 합리적 버블과 유사성을 갖는다. 이러한 추세의 존재는 경제적으로 주택 가격의 변동성을 펀더멘탈 이상으로 크게 하는 요인이 되며 이는 주택 가격의 영향을 받는 자산선택의 왜곡을 가져와 투자 실물 경제에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 또한 합리적 버블과 같이 펀더멘탈에 의해 결정되지 않는 성격을 가지며 합리적 버블과 달리 주택 가격이 발산하지 않더라도 존재할 수 있어 보다 자주 주택 가격에 존재할 수 있다.

본고의 목표는 이러한 주택 가격 중 비 펀더멘탈 추세의 존재여부를 한국의 역사적 주택 가격시계열에서 검정하고 추정하는데 있다. 이를 위한 통계적 방법론은 먼저 통상의 로그 변환 자산 가격 모형(예: Wu, 1997)에서 유추되는 주택 가격·거시경제변수(펀더멘탈)의 구조 VAR 모형에서 출발하여 공적분 개념을 도입하는 데서 출발한다. 다음으로 주택 가격·거시경제변수로 이루어진 오차수정 모형이 정의되는데 주택 가격의 장기균형은 거시경제변수에 의해 결정되며 이에 따라 장기균형에서 단기적으로 벗어난 주택 가격으로 인한 오차는 시간의 흐름에 따라 소멸하게 된다. 이런 이론적 틀에서 비 펀더멘탈 추세의 추정이 추세와 순환요인을 분해하는 기법에 의해 가능하며 본고에서는 특히 베버리지 넬슨 분해를 통해 이를 수행한다. 여기서 추정된 비 펀더멘탈 추세는 주택 가격 펀더멘탈과 독립적인 점에서 합리적 버블과 유사하다.

분석모형으로서의 본고의 접근법은 Wu(1997)의 칼만 필터링을 이용한 합리적 버블 추정에서와 같이 자산 펀더멘탈 구조충격이 주택 가격 구조충격과 서로 직교(orthogonal)하다는 제한적인 가정을 필요로 하지 않는다. 이는 본고의 비 펀더멘탈 추세 버블 추세가 펀더멘탈인 구조 펀더멘탈 충격으로부터 사영(projection, OLS)으로 추정되고 따라서 정의상 이 양자는 서로 직교하기 때문이다.

본고는 모두 5장으로 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서는 구조 VAR 모형을 통한 Wu(1997) 자산가격모형의 해석을 설명하고, 제Ⅲ장에서는 주택 가격의 비 펀더멘탈 추세의 추정 및 검정의 이론적 배경을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 한국 자료를 통한 실증분석을 보고하며 끝으로 제Ⅴ장에서는 이러한 결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 주택가격의 구조 VAR 모형

본장에서는 합리적 버블을 포함한 표준적인 자산 가격 결정 모형이 구조 VAR 모형으로 해석 될 수 있음을 보인다. 먼저 다음의 표준적인 자산 가격결정에 대한 합리적 기대 선형모형을 고려하자.

$$E_t[P_{t+1} + H_t]/P_t = 1 + r \quad (1)$$

여기서 E_t 는 t 기의 시장참가자들의 이용 가능한 정보에 근거한 조건부 기대치, P_t 는 t 기의 주택 가격, H_t 는 t 기의 자산수익(주택의 경우 임대료), r 은 투자자의 요구수익률이다. 여기서 방정식 (1)은 자산을 보유하는 데 따른 기대수익률이 투자자의 요구수익률(r)과 같아야 하는 차익거래 조건이다.

한편 Campbell and Shiller(1988) 및 Wu(1997) 등은 (1)을 로그 선형화한 다음의 모형을 설정한다.

$$q = k + \rho E_t p_{t+1} + (1 - \rho) h_t - p_t \quad (2)$$

여기서 q 는 로그 변환 조수익률; $0 < \rho < 1$ 는 주택 가격/(주택 가격+주택 임대수익) 비율; $k = -\ln(\rho) - (1 - \rho)\ln(1/\rho - 1)$; $p_t = \ln(P_t)$ 및 $h_t = \ln(H_t)$ 이다.

다음으로 차분방정식 (2)의 p_t 에 대한 유일해(forward looking solution)는 다음과 같이 주어지는 데

$$p_t^f = (k-q)/(1-\rho) + (1-\rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t(h_{t+i}) \quad (3)$$

이는 로그변환 주택 가격이 미래의 로그변환 임대료 흐름의 현재 기대가치임을 나타낸다. 그런데 말기조건 $\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t(p_{t+i}) = 0$ 이 충족되지 않으면 방정식 (3)은 방정식 (2)의 특수해에 불과한데 일반해는 다음의 형태를 갖는다.

$$p_t = (k-q)/(1-\rho) + (1-\rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t(h_{t+i}) + b_t \quad (4)$$

여기서 $b_t = \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t(p_{t+i})$ 이다. 위 식 (4)에서 임대료에 의해서 버블없이 결정되는 부분 (p_t^f)을 시장-펀더멘탈 해로 부를 수 있으며 b_t 는 시장 펀더멘탈 외적인 요인에 의해 결정되며 합리적 버블이라 불리운다. 여기서 b_t 는 다음의 동조적 차분방정식을 만족 시킨다.

$$E_t(b_{t+i}) = (1/\rho)^i b_t; \quad i = 1, 2, 3, \dots \quad (5)$$

$\{b_t\}$ 를 선형과정으로 가정할 때 식 (5)는 다음의 AR(1) 과정으로 나타낼 수 있다.

$$b_t = (1/\rho)b_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

여기서 η_t 는 독립 동일 분포(i.i.d)를 갖는 오차항이며 확률과정 (6)은 $1/\rho > 1$ 으로 가정되는 발산(I(d); d>1)한다.

다음으로 로그변환 임대료가 $h_{t+1} = gh_t + \xi_{t+1}$ 로 성장(충격 ξ_{t+i} 는 $E_t \xi_{t+i} = 0$ 로 가정)하는 것으로 가정하면 $p_t^f = (k-q)/(1-\rho) + (1-\rho)/(1-\rho g)h_t$ 로 단순화되며 로그변환 주가 p_t 는 다시

$$p_t = (k - q)/(1 - \rho) + (1 - \rho)/(1 - \rho g)h_t + b_t \quad (7)$$

로 주어진다.

한편 Wu(1997)를 따라 로그변환 임대료가 다음과 같이 단위근을 갖는 ARIMA 과정으로 가정한다.

$$h_t = \mu + \sum_{i=1}^p \psi_i h_{t-i} + \delta_t \quad (8)$$

여기서 임대료에 대한 충격 δ_t 는 독립 동일 분포(i.i.d)를 갖는 오차항이다. 다음으로 $\{b_t\}$ 를 선형과정으로 가정할 때 식 (6)은 다음으로 나타낼 수 있다.

$$b_t = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^{-i} \eta_{t-i} \quad (9)$$

Wu(1997)는 버블을 비관측 상태벡터로 간주하여 칼만필터링으로 최우추정하며 버블 충격 η_t 는 임대료 충격 δ_t 와 서로 독립($E\delta_t\eta_t = 0$)이라고 가정한다. 이에 따라 본고는 Wu(1997)를 따라 펀더멘탈에 대한 충격(δ_t) 시계열의 합을 펀더멘탈 추세, 이와 직교하는 충격 시계열의 합을 비 펀더멘탈 추세로 정의한다. 비 펀더멘탈 추세는 시장심리적 요인 등을 포함할 수 있다. 가령 Keynes가 제창한⁶⁾ 사상누각이론(castle-in-the-air theory) 또는 열기이론(fad theory) 곧 투자자들이 내재가치보다는 사람들이 미래에 어떤 행동을 보일지(군중심리, herding behavior)를 예단하여 투자한다는 가설이 이를 설명할 수 있는 한 가지 예이다.

다음으로 우리는 식 (6), (7), (8)로 구성된 방정식이 VAR 형태를 가짐을 보일 수 있다. 이를 위하여 식 (7)로부터

$$b_t = p_t - (k - q)/(1 - \rho) - (1 - \rho)/(1 - \rho g)h_t$$

6) 개인의 기준보다 대중이 평균적으로 아름답다라고 여기는 미인을 선택한다는 Keynes(일반이론, 1936)의 미인대회(beauty contest) 비유에서 출발하였다.

를 얻고 여기에 식 (8)을 대입하고 정리하면 다음 식을 얻는다.

$$p_t = \frac{(1-\rho)\mu}{1-\rho g} + \frac{q-k}{\rho(1-\rho)} + \frac{(1-\rho)(\psi_1-1/\rho)}{(1-\rho g)} h_{t-1} + \frac{1}{\rho} p_{t-1} + \frac{1-\rho}{1-\rho g} \sum_{i=2}^p \psi_i h_{t-i} + \frac{1-\rho}{1-\rho g} \delta_t + \eta_t \quad (10)$$

마지막으로 식 (8)과 (10)을 결합하면 $z_t = (h_t, p_t)'$ 일 때 Π_1, \dots, Π_p 를 자기회귀 계수로 하는 다음의 축약형

$$z_t = \Pi_0 + \Pi_1 z_{t-1} + \dots + \Pi_p z_{t-p} + v_t \quad (11)$$

또는 구조 VAR 모형

$$\Gamma z_t = \Gamma \Pi_0 + \Gamma \sum_{i=1}^k \Pi_i z_{t-i} + \Gamma v_t$$

이 얻어지는데, 여기서 $v_t = \begin{pmatrix} \delta_t \\ \frac{1-\rho}{1-\rho g} \delta_t + \eta_t \end{pmatrix}$, $\Gamma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \frac{\rho-1}{1-\rho g} & 1 \end{pmatrix}$, 및 $\Gamma v_t = \begin{pmatrix} \delta_t \\ \eta_t \end{pmatrix}$ 로 정의된다. Γ 행렬의 형태에서 구조 VAR 모형의 식별 순서는 임대료 \rightarrow 주택가격 순서로 주어진다.⁷⁾

구조 VAR 모형 (11)의 식별과 관련하여 두 가지 논점을 지적할 수 있다. 첫째, Wu(1997)의 칼만 필터링 추정에서 직교조건 $E\delta_t \eta_t = 0$ 이 추정의 전제조건이다. 그러나 이는 주가 충격은 배당금 충격으로부터 독립이어서 무조건 버블을 생성한다는 것을 의미하므로 강한 제약 조건이 된다. 이는 가정되기 보다는 오히려 자료로부터 검정되어야 하는 중요한 사실로 판단된다. 본고의 펀더멘탈과 무관한 추세 추정은 이 같은 가정을 필요로 하지 않는다. 둘째, 주가와 이를 설명하는 펀더멘탈(배당금) 간에는 이론적으로 공적분 관계를 가정하여야 한다는 것이다.⁸⁾ 장기 균형

7) 이는 Sims(1980) 이래의 구조 VAR 모형의 식별 가정 중 하나이다.

8) VAR 모형은 공적분 관계가 존재할 경우 단순 차분모형으로 쓸 수 없다는 것은 잘 알려져 있다.

에서 이를 무시하는 것은 모형설정의 오류를 가져올 수 있다.

III. 주택가격 非 펀더멘탈 추세의 검정과 추정

2장에서 Wu(1997) 등을 따를 경우 로그변환 임대료 h_t 만의 ARIMA 과정이 주택가격을 결정하는 펀더멘탈로 주어진다. 본고에서는 이를 일반화하여 주택 시장과 임대료가 거시경제 여건과 맞물려 있으며 임대료 h_t 가 시차 성장률, 물가, 이자율, 주가, 환율 등 $m-1$ 개의 거시 경제변수 x_t 에 의해 다음과 같이 결정된다고 가정한다.

$$h_t \propto \sum_{i=1}^k \pi_k x_{t-i}$$

이와 같은 가정은 주택가격과 거시경제변수와의 관계를 직접 연결지어 분석할 수 있는 장점을 제공한다.⁹⁾

이와 같은 가정하에 x_t 의 동학을 추가하고 식 (11) 을 수정하면 다음과 같이 확장된 VAR 모형이 주어진다.

$$\tilde{z}_t = \Phi \tilde{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Phi_k \Delta \tilde{z}_{t-i} + \tilde{v}_t \quad (12)$$

여기서 $\tilde{z}_t = (x_t', p_t)'$, $v_t = (\delta_t', \xi_t)'$ 인데 δ_t 는 $(m-1) \times 1$ 벡터가 된다.

먼저 주택 가격이 $p_t = \gamma' x_t + u_t$ 와 같이 거시경제변수와 장기 공적분 균형 관계

9) 펀더멘탈을 직접 임대료로 사용하는 분석도 가능하지만 자료 수집의 어려움으로 한계가 있다. 예를 들어 임대료 수입의 추정은 이용만·김선웅(2006)의 경우 2001년 8월 이후 기간에 전세 가격에 국민은행의 월세환원율을 곱하여 산출하고, 그 이전 기간은 금융기관 개인대출이자율을 월세환원율(2001년 8월 이후 기간을 대상으로) 회귀시켜 회귀계수를 추정한 후 금융기관 개인대출이자율을 이용하여 산출하는 방식을 택하였다. 그러나 국민은행 발표 월세환원율 자료는 산출 신뢰성 문제 등으로 2011년 이후 발표를 중단하고 있다. 또한 전술한 회귀분석 방식 역시 이용만·김선웅(2006)의 지적대로 잔차의 자기회귀 문제 등으로 추가적인 설명변수가 필요하여 이 경우 본고의 접근과 크게 다르지 않게 된다.

에 있음을 가정하자. 다음으로 우리의 목표는 우선 거시경제 시계열 x_t 의 베버리지 넬슨 분해를 통해 추세 부분을 발췌하고 이는 다시 서론에서 제시하였다시피 공적분 관계 $p_t = \gamma' x_t + u_t$ 를 이용하여 다시 주택 가격의 추세를 발췌하는데 있다. Beveridge and Nelson (1981)에 따르면 I(1)인 로그변환 주택 가격은 I(1)인 추세 부분 ($p_{T,t} \equiv \lim_{T \rightarrow \infty} E_t p_{t+T}$)와 I(0)인 그 나머지의 순환 부분으로 구성된다.¹⁰⁾ 이를 위해서는 x_t 의 차분 즉 Δx_t 를 오차항의 이동평균(MA) 형태로 표현하는 것이 필요하다. 그런데 오차수정모형 모형은 VAR 형태가 아니라서 이 작업이 용이하지 않다.

이를 감안하여 아래에서는 Kim (2011, 2012)을 따라 오차수정모형을 VAR 모형을 변환하는 방법을 소개하고자 한다. 이를 위하여 공적분 벡터 β 를 열(columns)로 하는 다음과 같은 $m \times m$ 비특이 정방행렬을 먼저 정의하기로 하자.

$$T \equiv \begin{pmatrix} I_{m-1} & 0 \\ -\gamma' & 1 \end{pmatrix}. \quad (13)$$

여기서 이 행렬 T 를 식 (12)의 변수 \tilde{z}_t 의 좌측에 곱할 경우, 변수 \tilde{z}_t 는 다음과 같이 거시경제변수와 여기에서 결정되는 주택 가격 장기균형과의 괴리를 나타내는 불균형 오차 u_t 로 구성된 다음과 같은 변수 w_t 로 변환된다.

$$w_t \equiv Tz_t = (x_t, u_t)'$$

여기서 식 (13)의 변환행렬 T 를 식 (12)의 VAR 모형의 좌측에 곱하고 또 모형의 자기회귀계수들을 변환하면 Kim (2012)은 공적분이 존재하는 경우 위 식 (12)를 다음과 같이 I(0)인 공적분 오차를 포함한 안정변수 시계열 $w_{\Delta t} \equiv (\Delta x_t, u_t)'$ 의 VAR 모형으로 변환 될 수 있음을 보이고 있다.

$$w_{\Delta t} = \sum_{i=1}^k \Psi_k w_{\Delta t-i} + e_t \quad (14)$$

10) Watson (1986)에 따르면 베버리지 넬슨 분해는 적분된 시계열의 항구적인 부분 (permanent component)이다.

여기서 $A_k = T\Phi_k T^{-1}$; $k = 1, 2, \dots, p$ 및 $\xi_{\gamma t} = \xi_t - \gamma' \delta_t$, $e_t = T\tilde{v}_t = (\delta_t', \xi_{\gamma t}')'$ 이다. $\xi_{\gamma t}$ 는 식 (12)의 VAR 모형의 오차항 $\tilde{v}_t = (\delta_t', \xi_t')'$ 에서 생성되는 것으로 주택 가격에 대한 충격에서 장기균형을 고려(γ 만큼)한 임대료 충격에 의해 설명되는 부분을 차감한 나머지를 나타낸다.

그런데 위 식 (14)에서 공적분 벡터 γ 가 알려져 있지 않은 경우 Engle-Granger의 방법을 따라 최소자승법(OLS)으로 $\hat{\gamma}$ 와 같이 추정되며 장기 불균형 오차는 $\hat{u}_t = y_t - \hat{\gamma}'x_t$ 으로 정의된다. 이들 추정치를 사용하더라도 원래의 알려진 것을 사용한 경우와 동일한 충격반응 분석, 예측, 그랜저 검정 및 분산 분해 등 수행할 수 있는데 이는 공적분 벡터 $\hat{\gamma}$ 가 초일치성(super-consistency)을 가지기 때문이다.

다음에서는 이를 이용하여 주택가격의 비 펀더멘탈 추세를 정의하고 검정하는 방법을 소개하는데 먼저 모형 (14)의 벡터이동평균(VMA) 형태를 유도하기로 한다. 이를 이용하여 x_t 에 포함된 확률적 추세를 분리하고 이 추세를 다시 x_t 의 구조 충격 δ_t 에 의한 부분과 이와는 독립적인 부분으로 분해하고자 한다. 먼저 모형 (14)의 $\Psi_i = \begin{pmatrix} \psi_{11i} & \psi_{12i} \\ \psi_{21i} & \psi_{22i} \end{pmatrix}$ 는 $m \times m$ 의 회귀계수를 나타내는데 변수 Δx_{t-k} 하나만의 계수는 0으로 제약되는 것을 Kim(2012)은 보인다. 한편 L 을 시차연산자로 정의하면 위의 식 (14)의 VMA 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} w_{\Delta t} &= (I - \sum_{i=1}^k L^i \Psi_i)^{-1} e_t \\ &= \begin{pmatrix} I_{m-1} - \sum_{i=1}^k \psi_{11i} L^i & - \sum_{i=1}^k \psi_{12i} L^i \\ - \sum_{i=1}^p \psi_{21i} L^i & 1 - \sum_{i=1}^k \psi_{22i} L^i \end{pmatrix}^{-1} e_t \equiv \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{pmatrix}^{-1} e_t \\ &= \begin{pmatrix} (A_{11}(L) - \frac{A_{12}(L)A_{21}(L)}{A_{22}(L)})^{-1} & -A_{11}(L)^{-1}A_{12}(L)(A_{22}(L) - A_{21}(L)A_{11}(L)^{-1}A_{12}(L))^{-1} \\ -\frac{A_{21}(L)}{A_{22}(L)}(A_{11}(L) - \frac{A_{12}(L)A_{21}(L)}{A_{22}(L)})^{-1} & (A_{22}(L) - A_{21}(L)A_{11}^{-1}A_{12}(L))^{-1} \end{pmatrix} e_t \\ &\equiv \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \theta_{11i} L^i & \theta_{12i} L^i \\ \theta_{21i} L^i & \theta_{22i} L^i \end{pmatrix} e_t \end{aligned} \quad (15)$$

여기서 $A_{11}(L)$, θ_{11i} 은 $(m-1) \times (m-1)$; $A_{12}(L)$, θ_{12i} 은 $(m-1) \times 1$; $A_{21}(L)$, θ_{21i} 은 $1 \times (m-1)$; $A_{22}(L)$, θ_{22i} 은 1×1 의 차원을 갖는다.

다음으로 식 (15)를 통하여 Δx_t 를 오차항 (e_t)의 MA 형태로 다음과 같이 표현하는 것이 가능하다.

$$\Delta x_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_{11i} L^i \delta_t + \theta_{12i} L^i \xi_{\gamma t}) \quad (16)$$

여기서 다음을 정의한다.

$$\begin{pmatrix} A_{11}(1) & A_{12}(1) \\ A_{21}(1) & A_{22}(1) \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} I_m - 1 - \sum_{i=1}^k \psi_{11i} & - \sum_{i=1}^k \psi_{12i} \\ - \sum_{i=1}^k \psi_{21i} & 1 - \sum_{i=1}^k \psi_{22i} \end{pmatrix},$$

$$\theta_{11}(1) \equiv (A_{11}(1) - \frac{A_{12}(1)A_{21}(1)}{A_{22}(1)})^{-1}$$

$$\theta_{12}(1) \equiv -A_{11}(1)^{-1}A_{12}(1)(A_{22}(1) - A_{21}(1)A_{11}(1)^{-1}A_{12}(1))^{-1}$$

최종적으로 임의의 τ 기 x_τ 의 베버리지 넬슨(Beveridge-Nelson) 분해는 식 (16)으로 부터 다음과 같이 정의된다.

$$x_\tau = \sum_0^\tau \Delta x_t + x_0 = x_0 + \theta_{11}(1) \sum_{i=1}^\tau \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^\tau \xi_{\gamma i} + \eta_\tau - \eta_0 \quad (17)$$

여기서 $\sum_{i=1}^\tau j^{1/2} |\theta_{1lj}| < \infty$; $l=1,2$ 로 가정되며 $\eta_\tau - \eta_0$ 는 $I(0)$ 인 안정적인 시계열이다.

마지막으로 $p_t = \gamma' x_t + u_t$ 의 공적분 관계에 식 (17)을 삽입하면 τ 기 주택 가격의 베버리지 넬슨 분해는

$$p_\tau = \gamma' x_0 + trend_\tau + \gamma' (\eta_\tau - \eta_0) + u_\tau \quad (18)$$

으로 주어진다. 여기서 $trend_\tau = \gamma' [\theta_{11}(1) \sum_{i=1}^\tau \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^\tau \xi_{\gamma i}]$ 로 정의 된다. 따라서 주택 가격 분해 식 (18)은 기본적으로 x_τ 의 베버리지 넬슨 분해 식 (17)에 의해 공적분 관계를 통해 유도됨에 유의하자.

다음의 과제는 식 (18)의 추세를 거시경제 변수에 대한 순진한 구조 충격 (δ_i)에 의한 부분과 이와는 독립적인 나머지 부분으로 분리하는 것이다. 후자의 존재여부 검정과 추정이 본고의 주된 이론적 목적이며 이는 통상적인 합리적 버블과 연결지어 고려할 수 있을 것이다.

이를 위하여 다음으로 식 (18)의 우변항에서 추세 부분 $trend_\tau$ 중 $\gamma'\theta_{12}(1)\sum_{i=1}^{\tau}\xi_{\gamma i}$ 부분은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\sum_{i=1}^{\tau}\xi_{\gamma i} = \sum_{i=1}^{\tau}(\xi_{\gamma i} - \Lambda\delta_i) + \Lambda\sum_{i=1}^{\tau}\delta_i \quad (19)$$

여기서 $(m-1)\times 1$ 벡터인 $\Lambda \equiv (E(\delta_i\delta_i'))^{-1}E\delta_i'\xi_{\gamma i}$ 은 사영(projection) 계수¹¹⁾이며 정의상 $E(\xi_{\gamma i} - \Lambda'\delta_i)\delta_i = 0$ 이다. 즉 $(\xi_{\gamma i} - \Lambda'\delta_i)$ 와 δ_i 간의 공분산은 0이다. 만일 정규분포를 가정하고 공분산이 0이라면 두 변수는 서로 독립이 된다는 것은 잘 알려져 있다. 따라서 $(\xi_{\gamma i} - \Lambda'\delta_i)$ 와 δ_i 는 통계적으로 서로 독립이 된다.

다음으로 식 (19)를 식 (18)에 삽입하여 정리하면 다음이 얻어진다.

$$\begin{aligned} p_\tau &= \gamma'd_0 + [\gamma'\theta_{11}(1) + \Lambda']\sum_{i=1}^{\tau}\delta_i + \gamma'\theta_{12}(1)\sum_{i=1}^{\tau}(\xi_{\gamma i} - \Lambda'\delta_i) \\ &\quad + \gamma'(\eta_\tau - \eta_0) + u_\tau \end{aligned} \quad (20)$$

결국 τ 기 주택 가격의 추세는 주택가격에 영향을 미치는 거시경제변수의 펀더멘탈 충격으로 구성된 추세부분 $[\gamma'\theta_{11}(1) + \Lambda']\sum_{i=1}^{\tau}\delta_i$ 과 이와는 통계적으로 독립적인 (비펀더멘탈) 추세부분 $\gamma'\theta_{12}(1)\sum_{i=1}^{\tau}(\xi_{\gamma i} - \Lambda'\delta_i)$ 으로 나누어 표현할 수 있다.

$$trend_\tau = [\gamma'\theta_{11}(1) + \Lambda']\sum_{i=1}^{\tau}\delta_i + \gamma'\theta_{12}(1)\sum_{i=1}^{\tau}(\xi_{\gamma i} - \Lambda'\delta_i) \quad (21)$$

위의 식 (21)은 주택가격의 추세가 두 가지 추세의 선형결합으로 구성되어 있는데

11) Λ 는 OLS로 추정된다.

전자는 거시 펀더멘탈의 예측되지 않은 충격의 합을 후자는 이와 통계적으로 무관한 충격의 합을 나타낸다.

한편 $\gamma \neq 0$ 을 가정하면 $\theta_{12}(1) \equiv \sum_{i=1}^{\infty} \theta_{12i} = 0$ 인 경우 주택 가격에 비 펀더멘탈 추세는 존재하지 않는데 이 조건은 귀무가설 $H_0: \sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 로 쓸 수 있다. 이는 왜냐하면 이 귀무가설 하에서 식 (15)의 마지막 두 식에 의해 $L=1$ 로 치환 후 다음 항등식이 성립하며

$$\theta_{12}(1) \equiv \sum_{i=1}^{\infty} \theta_{12i} = -A_{11}(1)^{-1}A_{12}(1)(A_{22}(1) - A_{21}(1)A_{11}(1)^{-1}A_{12}(1))^{-1} = 0$$

이는 다시 $|A_{11}(1)| \neq 0$ 와 $|A_{22}(1) - A_{21}(1)A_{11}(1)^{-1}A_{12}(1)| \neq 0$ 을 가정하는 경우 식 (16)의 하단에서 $A_{12}(1) \equiv \sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 를 의미하기 때문이다.

이를 좀 더 부연설명하면 $\sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 는 $\psi_{12i} = 0$ for $\forall i = 1, \dots, k$ 이면 성립하는데 이는 다시 식 (14)에서 시차 불균형 오차 u_{t-i} 가 거시경제변수의 차분 Δx_t 에 영향을 미치지 못하고 있음 또는 그랜저 인과관계가 없음을 나타낸다. 이는 주택 가격의 장기 공적분의 불균형 오차가 거시경제변수의 변화에 영향을 미치지 못하는 것이 ‘주택 가격에 비 펀더멘탈 추세가 없도록 하는’ 충분 조건임을 나타낸다.

또한 식 (15)로부터 귀무가설 하에서 다음과 같이 쓸 수 있으며 Δx_t 은 거시경제 변수에 대한 시차 충격 들 만으로 순수하게 구성될 수 있다.

$$\Delta x_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_{11i} \delta_{t-i} \quad (22)$$

다음으로 귀무가설 $\sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 의 검정은 식 (14)의 계수 추정으로부터 가능한데 이는 식 (14)의 구성 변수들이 모두 $I(0)$ 이며, 공적분 계수가 초일치성(super-consistency)을 갖기 때문에 통상적인 t-검정을 이용할 수 있다.

마지막으로 식 (20)에 따르면 $I(1)$ 인 주택 가격 p_t 는 역시 $I(1)$ 인 펀더멘탈 추세

와 비 펀더멘탈 추세로 구성되어 있다. 따라서 이들로 3 변수 VAR 모형을 구축한 후 충격반응분석과 분산 분해를 통해 주택 가격이 펀더멘탈 및 비 펀더멘탈 추세와 갖는 동태적 상관관계도 분석할 수 있다.

이와 같은 이론적 배경 하에 다음 장에서는 한국의 자료를 바탕으로 실증 분석을 수행하고자 한다.

IV. 한국 주택시장 자료를 통한 실증분석

이번 장에서는 주택가격의 결정 거시변수로 실물 및 금융변수를 망라하여 이자율(CD 91일 유통수익률), 산업생산지수(전산업), 통화량(M1, 평잔), 환율(대미달러, 종가 평균), 주가(KOSPI, 월평균)를 고려한다.¹²⁾ 이들 변수들은 주택구입 비용(이자율)과 미래 자본이득(산업 생산) 등을 통해 주택 수요에 영향을 미치며 종국적으로 균형 주택가격에 영향을 미친다. 한편 계절성이 의심되는 M1, 산업생산지수는 계절조정을 하였으며 이자율을 제외한 모든 변수 들은 자연로그로 변환하였고, 모든 변수는 소비자 물가지수를 통해 실질 변수로 변환 후 사용하였다. 주택가격지수(2011.06=100)로는 총지수를 고려하였다. 또한 시간 추세가 있는 경우 제거 하였다. 자료원은 한국은행의 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>)과 국가통계포털(www.kosis.kr)이며 분석기간과 주기는 1993년 1월에서 2013년 1월까지 월별이며, 외환위기로 인한 구조변동 가능성을 고려하여 외환위기 기간을 제외하고 외환위기 이전 기간(1993.1~1997.9)과 외환위기 이후 기간(1999.3~2013.1)으로 구분 비교하였다.¹³⁾

이들 변수들에 대한 통상적인 단위근 검정(ADF test) 결과 아래 <표 1>에서 보듯 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 특히 주택가격 지수는 모두 차분의 경우 $I(0)$ 인 것으로 나타나 $I(d>1)$ 인 발산과정은 아닌 것으로 판단된다. 따라서 $I(d>1)$ 인 발산과정인 합리적 버블의 가능성은 배제된다고 할 수 있다.

12) 변수선정은 Baffoe-Bonnie(1998), Kim and Lee(2000) 등을 참조하였다.

13) 홍승제·강규호(2004)의 마르코프 스위칭 모형을 통한 연구에 따르면 외환위기에 의해 금융 시장이 크게 영향을 받은 시기는 1997년 10월에서 1999년 2월까지로 추정된다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

	변수 형태	주택가격지수	통화량	이자율	산업생산지수	환율	주가
외환위기 후	수준	0.999	0.999	0.173	0.998	0.501	0.868
	차분	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
외환위기 전	수준	0.406 ²⁾	0.988	0.083 ²⁾	0.789	0.991	0.904
	차분	0.000 ²⁾	0.000	0.000 ²⁾	0.000	0.000	0.000

주: 1) “ H_0 : 단위근이 존재하지 않는다.”는 귀무가설에 대한 p-value 임.

2) 추세선 추가시 결과임.

다음으로 VAR 모형의 차수 선정을 위하여 AIC 및 SIC 정보기준을 〈표 2〉와 같이 계산하였다. 그 결과 외환위기 후는 2 또는 3이 선정되었으며 누락변수 편의 (omitted variable bias)를 줄이기 위하여 보수적으로 3을 선택하였고 같은 논리에 따라 외환위기 전은 2를 선택하였다.

〈표 2〉 VAR 모형 시차선정 정보 기준

	정보기준	1	2	3	4
외환위기 후	AIC	-26.1	-27.5	-27.7	-27.6
	SIC	-25.3	-26.0	-25.5	-24.7
외환위기 전	AIC	-28.3	-28.5	-28.2	-28.2
	SIC	-26.8	-25.6	-24.0	-22.6

다음으로 주택 가격과 경제변수 간 Johansen 공적분 검정을 실시한 결과 아래 〈표 3〉에서 보듯 외환위기 이후는 검정방법에 따라 결과가 상이하게 나타났다. 곧 5% 유의수준에서 Trace 검정의 경우 4개 이상의 공적분 벡터를 반면 Max-Eigen 검정의 경우 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이전의 경우엔 공적분 벡터가 1개로 추정되었다.

〈표 3〉 Johansen 공적분 검정결과

	공적분 벡터의 수	0	1	2	3	4	5
외환위기 후	Trace 통계량 ¹⁾	0.000*	0.001*	0.006*	0.029*	0.179	0.132
	Max-Eigen 통계량 ¹⁾	0.167	0.158	0.106	0.067	0.262	0.132
외환위기 전	Trace 통계량 ¹⁾	0.002*	0.171	0.364	0.459	0.540	0.792
	Max-Eigen 통계량 ¹⁾	0.002*	0.342	0.564	0.532	0.460	0.792

주: 1) “ H_0 : 공적분 벡터가 존재하지 않는다.”는 귀무가설에 대한 p-value 임.

한편 외환위기 이후는 Johansen 검정 결과 공적분의 여부가 불분명함에 따라 다음으로 공적분에 대한 Engle-Granger의 잔차 검정(residual-based test)을 추가로 실시하였다. 즉 로그 주택 가격을 종속변수로 거시변수를 설명변수로 하여 OLS로 다음과 같이 추정하였다.

〈표 4〉 공적분 관계식 추정 결과

	설명변수	상수	통화량	이자율	산업생산지수	환율	주가
외환위기 후	추정계수	-3.456	0.391	0.011	0.188	0.139	0.115
	t-값	-4.565	6.829	1.800	2.497	2.934	4.235
외환위기 전	추정계수	1.886	-0.515	0.001	0.186	0.331	-0.076
	t-값	4.598	-8.119	1.948	2.082	5.629	-5.603

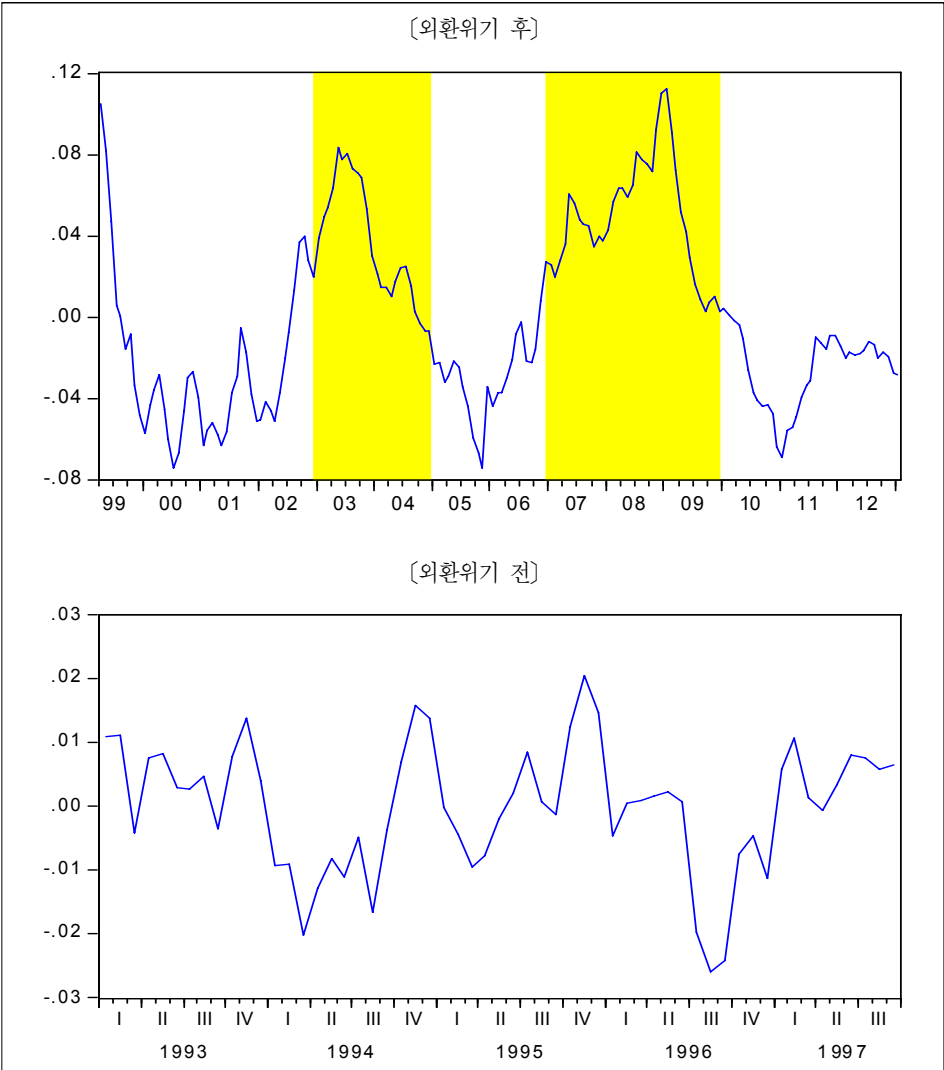
여기서 추정 잔차 $\hat{u}_t (= p_t - \hat{\gamma}'x_t)$ 에 대한 단위근 검정을 실시한 결과, p-값이 외환위기 이후 0.004, 외환위기 이전 0.002로 단위근의 존재를 5% 유의수준에서 기각하고 있다. 이 결과는 모두 주택 가격과 경제변수 간 공적분의 존재를 지지하는 것이다.

한편 추정 공적분 오차 \hat{u}_t 를 나타낸 아래 〈그림 5〉를 보면 외환위기 직후와 글로벌 금융위기 이후에는 음(-)의 수준을 보여 주택가격이 펀더멘탈보다 하회(주택가격 저평가)하며 글로벌 금융위기 전후인 2009년 중에는 양(+)의 수준을 보여 주택가격이 펀더멘탈보다 상회(주택가격 고평가)하는 것을 확인할 수 있다. 이는 추정된 공적분 오차가 한국 주택市況에 대한 통념과 배치되지 않을 수 있음을 보여준다. 그러나 외환위기 전의 경우 주목할 만한 부침은 발견되지 않았다.

다음으로 3장에서 제시한 방법에 따라 ‘주택 가격에 비 펀더멘탈 추세가 존재하지 않는다는 귀무가설’을 검정할 수 있다. 이는 주택 가격의 베버리지 넬슨 분해를 나타낸 식 (20)에서 $\theta_{12}(1) = 0$ 인지의 검정을 나타내며, 주택 가격에 대한 경제변수의 구조 충격의 합 ($\sum_{i=1}^{\pi} \delta_i$)과 통계적으로 독립인 비 펀더멘탈 추세가 존재하는지에 대한 검정의 의미를 지닌다. 전술하였다시피 이는 VMA 표현 (14)로부터 $\sum_{i=1}^p \psi_{12i} = 0$ 를 t-검정하는 것으로 확인할 수 있다. 이에 따라 5×1 벡터 형태의 귀무가설 $H_0 : \sum_{i=1}^3 \psi_{12i} = 0$ 로 설정하고 외환위기 이후 기간에 대하여 $\Delta w_t = (\Delta x_t', u_t)'$ 의 VAR 모형 (14)를 추정하고 추정계수 합 $\sum_{i=1}^p \hat{\psi}_{12i}$ 을 이용하여

t-검정을 실시하였다.

〈그림 5〉 추정 공적분 오차의 시계열



아래 〈표 6〉은 검정결과인데 외환위기 이후의 경우 환율 부문에서 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것을 볼 수 있다. 이는 한국 주택가격에 비 편더멘탈 요인이 있다면 해외 부문과 관련될 수 있음을 시사한다. Aizenman and Jinjarak (2008)에 따르면 경상수지 흑자 변동이 OECD 국가들의 주택가격 하락 변동에 유

의한 영향을 미친다. 여기서 환율이 경상수지와 밀접한 관련을 지니므로 환율의 주택가격에 대한 영향의 한 경로는 경상수지를 통한 것일 개연성이 있다. 즉 환율 상승은 수출 증대 및 경상수지 호전을 낳고 이는 과열을 우려한 정부의 경기억제 정책 기조를 유발하여 동태적으로 주택가격의 하락 및 이와 관련된 음의 비 펀더멘탈로 귀착될 수 있다. 이는 후술하는 제도·정책적 요인에 의한 비 펀더멘탈 변동과 주택가격 변동 간에 음의 상관관계가 있는 것으로 분석한 추정 결과와도 연결된다.

한편 외환위기 전의 경우 10% 유의수준에서 모두 귀무가설을 기각할 수 없는 것을 볼 수 있으며 이에 따라 비 펀더멘탈 추세의 존재는 기각된다. 다만 통화량 부문에서 가장 낮은 p-값을 보여 대외 개방이 불완전한 여건에서 통화 팽창이 주택가격의 비 펀더멘탈 추세를 촉발할 개연성이 있었던 것으로 판단된다.

〈표 6〉 주택 가격 내 비 펀더멘탈 추세의 존재 t-검정 결과

설명변수	통화량	이자율	산업생산지수	환율	주가
외환위기 후	0.846	0.751	0.359	0.062*	0.668
외환위기 전	0.109	0.252	0.452	0.369	0.327

주: 1) 귀무가설은 “ H_0 : 주택 가격에 비 펀더멘탈 추세가 없다.”의 p-값임.

2) *는 10%수준에서 유의함을 표시.

다음은 비 펀더멘탈 요인이 있는 것으로 평가된 외환위기 이후를 대상으로 비펀더멘탈 추세를 추정하는 과정을 설명하기로 한다. 먼저 사영계수 $\Lambda \equiv (E(\delta_i \delta_i'))^{-1} E \delta_i' \xi_{yi}$ 를 OLS로 다음과 같이 추정하였다.

〈표 7〉 불균형 오차의 펀더멘탈 충격에 대한 OLS 추정 결과

설명변수	통화량	이자율	산업생산지수	환율	주가
추정계수($\hat{\Lambda}$)	-0.383	-0.012	-0.169	-0.139	-0.106
t-값	-17.3	-5.61	-11.3	-8.27	-17.8

이러한 추정계수를 바탕으로 최종적인 주택 가격 추세는 다음과 같이 분해 추정된다.¹⁴⁾

14) 정규성을 가정하는 경우 본고의 추세는 부호와 관련없이 확률적으로 동일한 변수다. 예를 들어 확률변수 δ_i 가 $\delta_i \sim N(0, \sigma^2)$ 의 정규분포를 하는 경우 $-\delta_i$ 역시 $-\delta_i \sim N(0, \sigma^2)$ 의 동일

$$trend_{\tau} = fundamental\ trend_{\tau} + nonfundamental\ trend_{\tau}$$

여기서 $fundamental\ trend_{\tau} \equiv (-0.3739, -0.2863, -0.1617, -0.5499, -0.0442) \sum_{i=1}^{\tau} \hat{\delta}_i$ 및 $nonfundamental\ trend_{\tau} \equiv -0.2488 \sum_{i=1}^{\tau} (\hat{\xi}_{\gamma i} + \hat{A}' \hat{\delta}_i)$ 로 정의된다.

다음으로 펀더멘탈과 비 펀더멘탈 추세에 대해 ADF 단위근 검정을 실시하였다. 그 결과 두 변수 모두 아래와 같이 단위근의 존재를 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 이는 두 추세가 I(1) 이라는 이론적 예측과 일치하는 것이다.

〈표 8〉 단위근 검정 결과(p-값)

변수	펀더멘탈	비펀더멘탈 추세
수준	0.259	0.577
차분	0.000	0.000

주: “ H_0 : 단위근이 존재하지 않는다.”는 귀무가설에 대한 p-value 임.

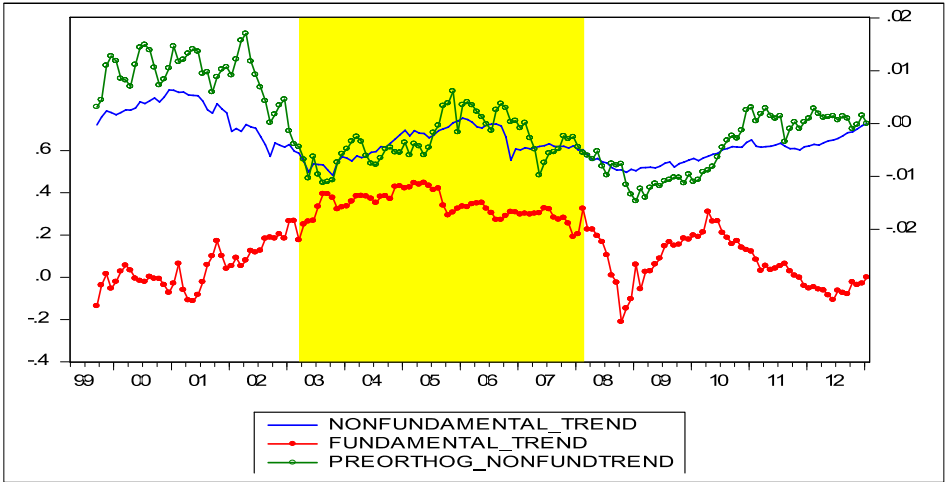
한편 비펀더멘탈 추세의 강건성을 파악하기 위해 비 펀더멘탈 추세의 두가지 형태 즉 펀더멘탈 추세와 직교하도록 추정된 것($\gamma' \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^{\tau} (\xi_{\gamma i} - A' \delta_i)$: nonfundamental_trend)과 그렇지 않은 것 ($\gamma' \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^{\tau} \xi_{\gamma i}$: preorthog-nonfundtrend)을 아래 〈그림 9-1〉과 같이 표시한 결과 추세상 차이가 크지 않은 것을 볼 수 있다.

두 추세의 양상을 시기별로 보면 펀더멘탈 추세의 경우 외환위기 이후 상승세를 보이다 2008년-2009년간의 글로벌 금융위기 기간 중 크게 하락한 것을 알 수 있다. 비펀더멘탈 추세의 경우 외환위기 직후 고점에서 노무현 정부 초기인 2003년 최저를 기록하였으며 글로벌 금융위기 기간 중 저점을 보이고 있다. 대통령 재임 기간으로 보면 김대중 정부 초기엔 두 추세가 동반 상승 추세를 보이다 임기 후반기에는 펀더멘탈 추세 회복과 반대로 비 펀더멘탈은 하강 추세를 보이고 있다. 노무현 정부 기간 중에는 두 추세의 동행성이 두드러 졌다. 마지막으로 이명박 정부 기간 동

한 정규분포를 하며 두 변수는 동일한 확률변수다. 이를 확장하여 i.i.d.n 가정에 추세 $\sum_{i=1}^{\tau} \delta_i$ 는 $-\sum_{i=1}^{\tau} \delta_i$ 와 동일하게 $N(0, \tau^2 \sigma^2)$ 의 분포를 한다.

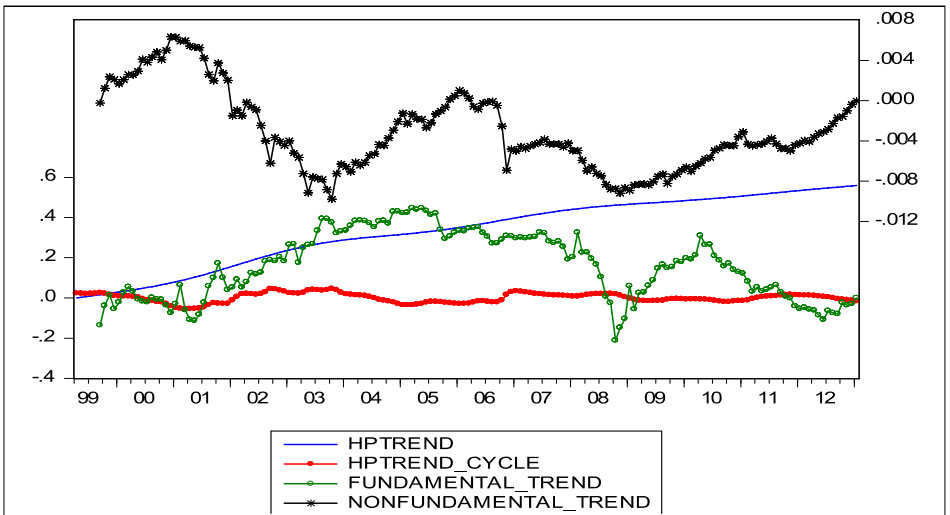
안은 펀더멘탈 추세의 급하락 변동에도 비 펀더멘탈 추세는 건조한 상승세를 유지하고 있다. 이는 추가 연구가 필요하나 이명박 정권의 부동산 정책이 과거 정부와 대비하여 가격억제 일변도가 아닐 수 있다는 기대감이 반영된 것으로 추정된다.

〈그림 9-1〉 직교 수정 전·후 비펀더멘탈 추세 비교



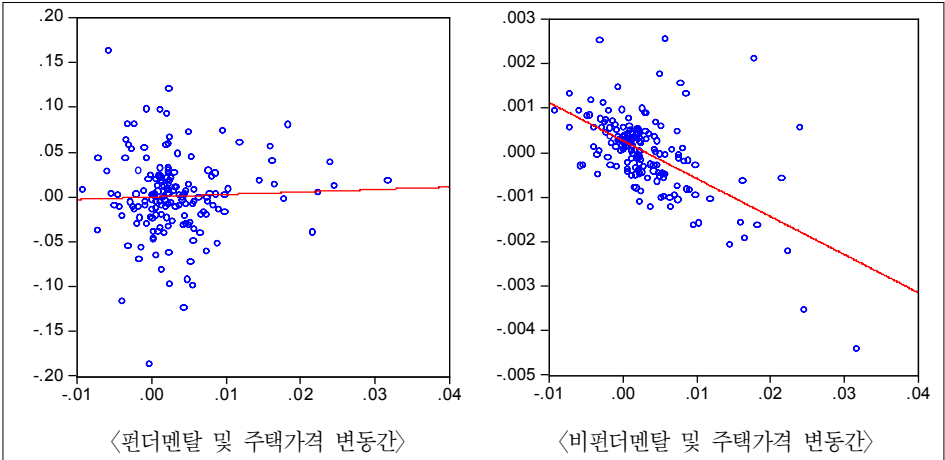
아래 그림은 두 추세를 Hodrick Prescott (HP) 추세와 비교한 것이다. 단순히 시간추세를 반영하는 후자는 전자와 상당히 차이를 발견할 수 있다.

〈그림 9-2〉 펀더멘탈, 비 펀더멘탈 및 Hodrick Prescott(HP) 추세 비교



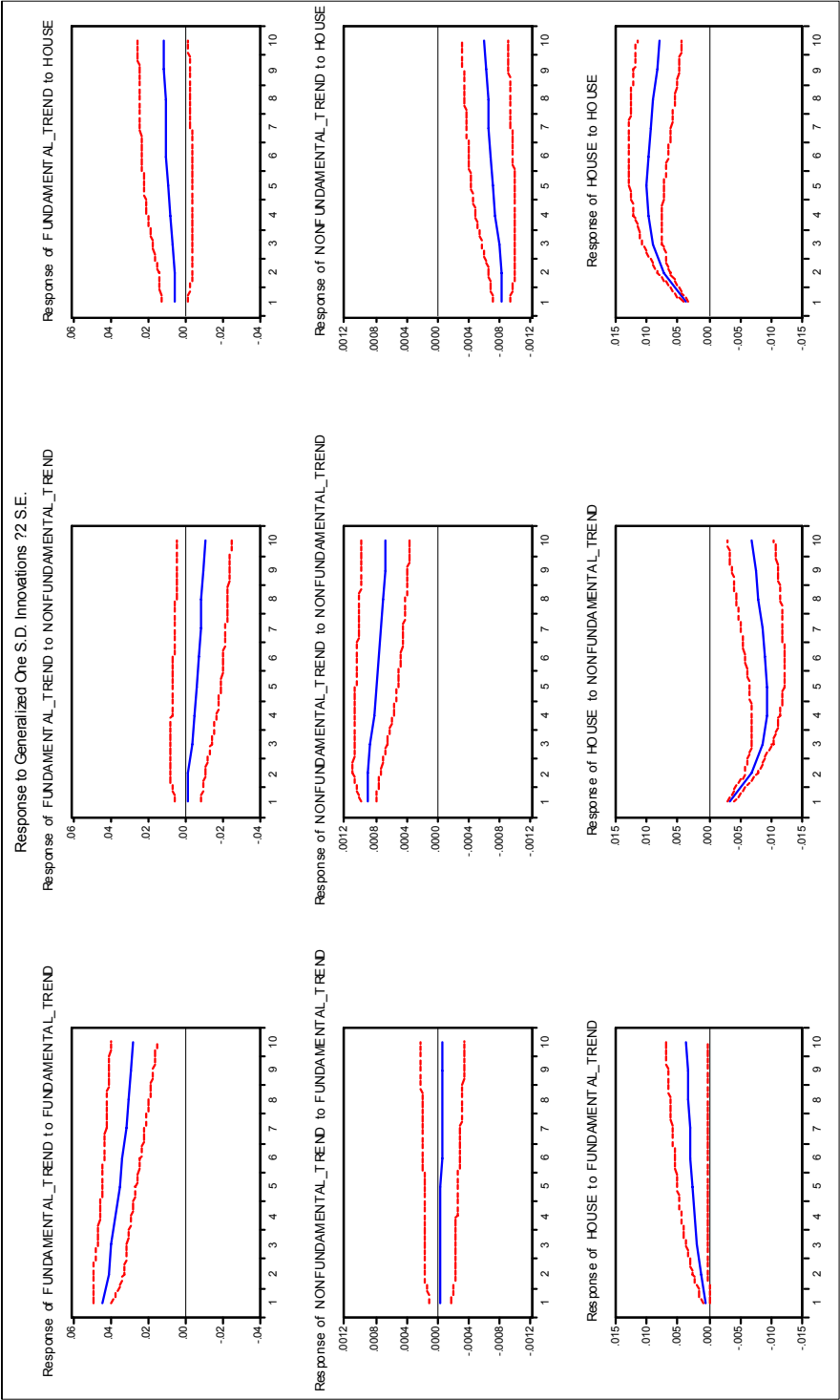
한편 펀더멘탈, 비 펀더멘탈 및 주택가격 변동의 산포도를 나타낸 아래 <그림 10>을 보면 펀더멘탈 변동과 주택가격 변동 간에 약한 정의 상관관계가 있음을 나타낸다. 반면 비 펀더멘탈 변동과 주택가격 변동 간에 음의 상관관계가 있는 것으로 나타났는데 이는 전술한 대로 비 펀더멘탈 추세가 상승시에 시장심리와 주택가격 양등을 막기 위한 정부의 부동산 규제 조치 등의 대응으로 음의 주택가격 변동으로 결과되었음을 나타낸다고 판단된다. 이와 같은 관계는 아래의 충격반응 분석과 그랜저 검정에서도 확인되고 있다.

<그림 10> 펀더멘탈, 비 펀더멘탈 및 주택가격 변동의 산포도

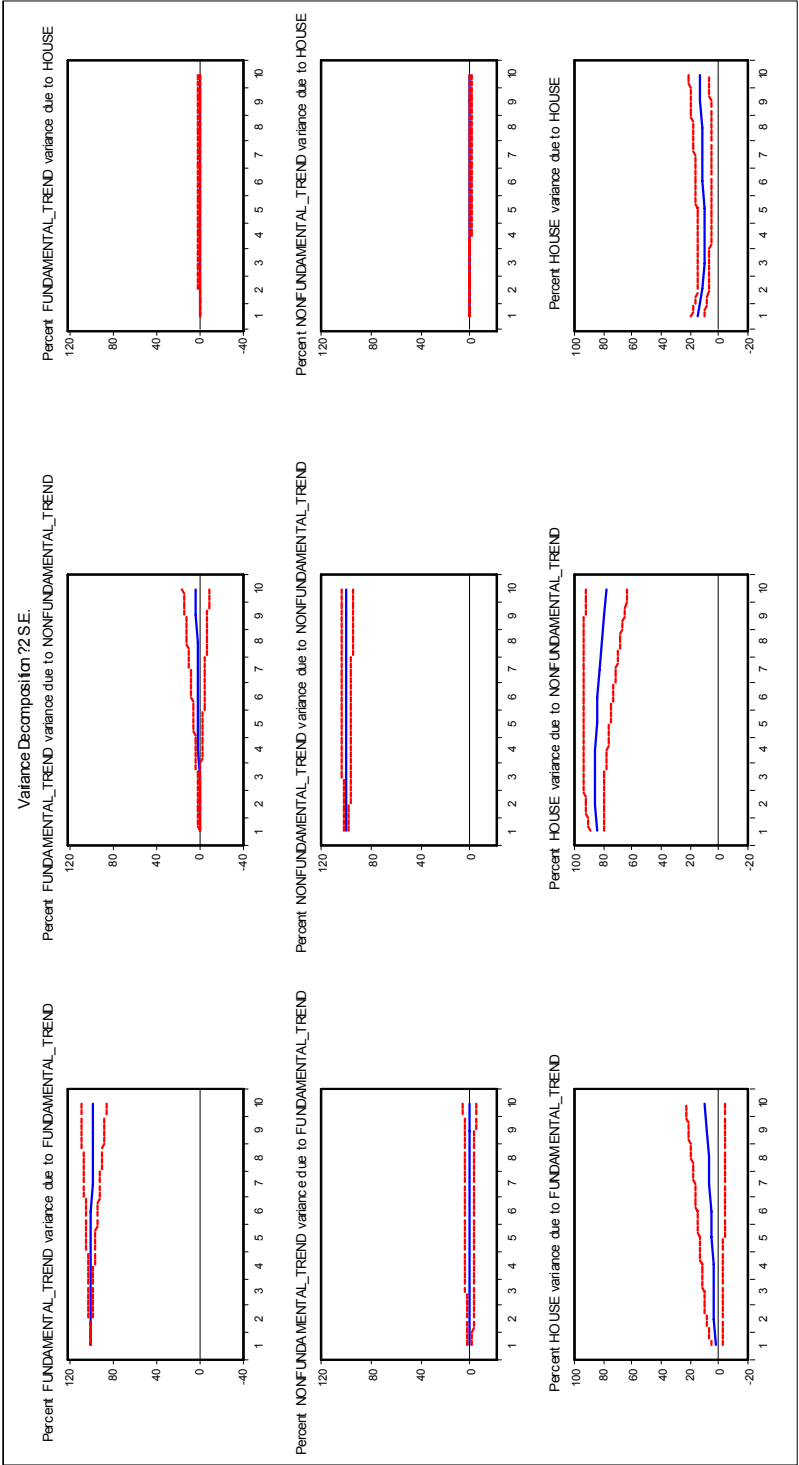


다음으로 주택가격에 미치는 펀더멘탈과 비 펀더멘탈 추세의 동태적 영향을 확인하기 위하여 이들 변수와 주택가격의 3변수 VAR(2) 모형을 구축하여 동태분석을 수행하였다. 먼저 식별순서에 영향을 받지 않는 Pesaran and Shin(1998)의 일반화된 충격반응(generalized impulse response analysis) 분석 결과 앞 <그림 11>에서 보듯 주택가격은 비 펀더멘탈 추세의 충격에 (부동산 제도 규제 등을 통하여) 음의 방향으로 유의한 반응을 보이는 반면 펀더멘탈 추세의 충격에는 상대적으로 낮은 양의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이 결과는 모형의 차수를 변경하여도 크게 달라지지 않았다. 역으로 주택가격 상승 충격은 비 펀더멘탈 요인의 음의 방향 반응을 유발하고 있으며 이는 주택가격 규제 도입을 예상한 시장심리가 반영된 것으로 보인다. 주택가격 결정에 비 펀더멘탈 요인의 비중이 이렇게 크게 나타남에 따라 정책적 대응 역시 시장심리 안정에도 관심을 가져야 할 것으로 보인다.

〈그림 11〉 펀더멘탈, 비 펀더멘탈 및 주택가격 간 충격반응 분석



〈그림 12〉 펀더멘탈, 비 펀더멘탈 및 주택가격 간 분산분해



주: House: 로그 주택가격지수; 펀더멘탈 추세: FUNDAMENTAL_TREND; 비 펀더멘탈 추세: NONFUNDAMENTAL_TREND.

한편 주택가격의 분산분해 결과도 <그림 12>에서 보듯 비 펀더멘탈 추세의 기여도가 다른 부분을 압도하는 것으로 나타났다.

다음으로 주택가격 변동과 펀더멘탈 및 비 펀더멘탈 추세의 변동간의 그랜저(Granger) 검정을 실시하였다. 아래표의 검정 결과를 보면 ‘비 펀더멘탈 변동이 주택가격변동을 인과하지 않는다’ 및 ‘주택가격변동이 비 펀더멘탈변동을 인과하지 않는다’의 귀무가설이 모두 10% 유의 수준에서 시차3과 시차 4에서 기각됨을 나타내고 있다. 후자의 귀무가설 기각은 주택가격변동에 따른 제도적 규제의 도입을 반영하는 것으로 판단되며 주택가격 상승 충격은 비 펀더멘탈 요인의 음의 방향 반응을 유발하고 있는 충격반응 분석(<그림 11> 참조)과 궤를 같이 하는 것이다.

<표 13> 그랜저 검정 결과(p-값)

귀무가설 (H_0)	시차				
	2	3	4	5	6
펀더멘탈 변동이 주택가격변동을 인과하지 않음	0.204	0.351	0.371	0.531	0.434
비펀더멘탈 변동이 주택가격변동을 인과하지 않음	0.767	0.053*	0.306	0.394	0.389
주택가격변동이 펀더멘탈변동을 인과하지 않음	0.989	0.988	0.964	0.979	0.972
주택가격변동이 비펀더멘탈변동을 인과하지 않음	0.652	0.186	0.096*	0.122	0.278

주: * 표시는 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

마지막으로 위의 추정결과의 강건성을 주택 공급 요인과 제도·규제적 측면에서 확인하기로 한다.

첫째, 주택가격을 결정하는 장기 설명변수 선정을 위해 신규주택 생산 등 주택 공급과 직접 관련된 변수를 여타 거시 경제변수들과 함께 장기 균형 관계를 추정하였다. 먼저 시계열이 짧아 통계적 유의성 확보가 어려운 변수들을 제외하고 국토부 월별통계 중 가장 장기인 주택 인허가 실적 (단위: 호, 2007.1-2003.1)의 로그 변환을 대상으로 한 단위근 검정 (ADF)은 5% 유의수준에서 p값이 0.882로 단위근의 존재를 기각할 수 없었으며 차분에서 0.016로 단위근의 존재를 기각할 수 있었다. 이에 따라 주택 인허가 실적을 추가하여 아래 표와 같이 Engle-Granger의 공적분 검정식을 아래와 같이 추정하였다. 그 결과 주택인허가 실적은 여타 요인들에 비해

계수값과 t-값이 지나치게 낮은 것으로 나타나 상대적으로 짧은 자료 기간 등을 감안 추가 분석은 실시하지 않기로 하였다.

〈표 14〉 공적분 관계식 추정 결과

설명변수	상수	통화량	이자율	산업생산 지수	환율	추가	주택 인허가 실적
추정계수	-1.119	0.228	0.019	0.145	0.165	0.017	0.003
t-값	-2.320	6.723	6.528	2.770	4.589	0.523	1.248

둘째, 노무현 및 이명박 정부 (글로벌 금융위기 전) 기간 동안 정부는 아래 〈표 15〉와 같이 LTV 및 DTI 등 각종 주택가격 안정화 조치로 버블 억제를 시도하여 왔다. 이와 같은 제도 규제가 추정치에 미치는 영향을 확인하기 위하여 노무현 정부 기간(2003. 3~2008. 2) 과 이명박 정부 기간 중 글로벌 금융위기 전 표본 기간 (2008. 3~2009. 12) 에 대하여 더미변수를 추가하여 주택가격에 비 펀더멘탈 추세가 존재하는지 검정하여 보았다.

검정 결과 〈표 16〉에서 보듯 더미변수 없이 추정된 〈표 6〉의 결과와 비교하여 p-값의 큰 변화(하락)가 없으며 환율 부문에서만 여전히 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다.

〈표 15〉 외환위기 이후 주요 주택가격 안정화 제도 조치

	주요 규제조치
2003. 10	투기지역 아파트 LTV 40% 인하
2005. 6	투기지역 은행 및 보험사 LTV 60%→40%, 저축은행 70%→60% 하향
2006. 3	투기지역 내 6억원 이상 고가 주택 구매시 DTI 40% 이내 규제
2006. 11	DTI, LTV 주택담보대출 관리 강화, DTI적용 대상 투기지역에서 수도권으로 확대
2009. 7	은행 LTV 60%→50%
2009. 9	투기지역에서 수도권 비투기지역으로 DTI 확대 적용
2009. 12	비은행권 LTV 비율강화 (60~70%→50~60%) DTI 확대 적용 (투기지역 --> 수도권 비투기지역)

주: DTI:총부채 상환비율, LTV: 주택담보인정 비율.

〈표 16〉 주택 가격 내 비 펀더멘탈 추세의 존재 t-검정 결과

설명변수	통화량	이자율	산업생산지수	환율	주가
외환위기 후	0.217	0.515	0.241	0.016	0.637

주: 귀무가설은 “ H_0 : 주택 가격에 비 펀더멘탈 추세가 없다.”의 p-값임.

V. 결 론

본고는 한국 주택 가격에 펀더멘탈과 무관한 $I(1)$ 인 비정상 확률적 추세가 존재하는지의 여부를 주택 가격과 거시 펀더멘탈로 구성된 VAR 모형에서 검정·추정하여 보았다. 이 추세는 통상적인 자산 가격의 합리적 버블과 관련이 있으며 오차수정 모형을 통해 해석하는 경우 유사성이 있다. 분석 모형에서 주택 가격과 거시경제변수로 구성된 펀더멘탈은 모두 $I(1)$ 이며 서로 공적분 관계인 것으로 가정한다. 이런 이론적 틀에서 거시 펀더멘탈의 추세와 통계적으로 독립인 주택 가격 내 추세의 추정이 베버리지 넬슨 분해를 통해 가능하며 이의 존재 여부는 표준적인 t-검정을 통해 수행된다. 실증분석 결과 외환위기 이후 기간 중 한국 주택가격에 환율 요인으로 인해 ‘펀더멘탈과 무관한 추세가 존재하지 않는다’는 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다. 또한 주택가격, 펀더멘탈 및 비 펀더멘탈로 구성된 VAR 모형을 이용한 충격반응 분석 결과, 한국 주택가격은 펀더멘탈보다 시장 심리 등에 기인한 비 펀더멘탈 충격에 크게 반응하며 분산분해 결과도 비 펀더멘탈이 펀더멘탈을 압도하는 것으로 나타났다. 특히 비 펀더멘탈 충격이 발생하는 경우 (부동산 정부 규제 등으로 인해) 주택가격에는 음의 반응을 유발하는 것으로 나타났다. 주택가격 결정에 비 펀더멘탈 요인의 비중이 이렇게 크게 나타남에 따라 정책적 대응 역시 시장 심리 안정에도 관심을 가져야 할 것으로 보인다.

마지막으로 환율 등 여타 자산가격으로의 확장 응용과, Watson (1986)의 지적과 같이 베버리지 넬슨 분해가 적분 시계열을 추세와 순환 부분으로 나누는 신뢰성 있는 방법이지만 유일한 방법은 아닌 만큼 여타 방법을 통해 본고의 결과를 검증하는 것은 모두 흥미로운 추가 연구과제가 될 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 김경환 · 서승환, “부동산투기와 자산가격 버블,” 『한국경제연구』, 제4권 제2호, 한국경제연구원, 1990, pp.152-183.
(Translated in English) Kim, Kyung-Hwan and Seoung-Hwan Suh, “Realty Speculation and Asset Price Bubble,” *Journal of Korean Economy Studies*, Vol. 4, No. 2, 1990, pp.152-183.
2. 김봉한, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용,” 『주택연구』, 제12권 제1호, 한국주택학회, 2004, pp.71-96.
(Translated in English) Kim, Bong Han, “The Rise in House Price in Korea: Bubble, Fad or Fundamentals,” *Housing Studies Review*, Vol. 4, No. 2, 2004, pp.71-96.
3. 김윤영, “한국 주가에는 펀더멘탈과 무관한 비정상 추세가 존재하는가? 공적분 및 베버리지-넬슨 분해 접근,” 『한국개발연구』, 2013, 제35권 제2호, 2013, pp.109-131.
(Translated in English) Kim, Yun-Yeong, “Is There a Stochastic Non-fundamental Trend in Korean Stock Price?: Inference under Transformed Error Correction Model,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 35, No. 2, 2013, pp.109-131.
4. 김현정 · 손종칠 · 이동렬 · 임현준 · 나승호, “한국 가계부채의 증가 원인 및 지속가능성 분석,” 『BOK 경제리뷰』, Discussion Paper Series, No. 2013-5, 한국은행, 2013.
(Translated in English) Kim, Hyun-Jung, Jong-Chil Sohn, Dong-Ryul Lee, Hyun-Jun Lim and Seung-Ho Na, “Causes and Sustainability of Korean Household Debt Increase: An Analysis,” *BOK Economy Review*, Discussion Paper Series No. 2013-5, Bank of Korea, 2013.
5. 이용만 · 김선웅 “서울 강남지역의 주택가격에 거품이 존재하는가?,” 『주택연구』, 제14권 제1호, 2006, pp.27-55.
(Translated in English) Lee Young-Man and Sunwoong Kim, “Are There Speculative Price Bubbles in Gangnam, Seoul Housing Market?,” *Housing Studies Review*, Vol. 14, No. 1, 2006, pp.27-55.
6. 이준희, “주택가격의 거품여부에 대한 평가,” 『금융경제연구』, 제248호, 한국은행 금융경제연구원, 2006.
(Translated in English) Junhee Lee, “Testing House Price Bubble,” *Review of Financial Economy Studies*, Bank of Korea, No. 248, 2006.
7. 이준희 · 송준혁, “자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석,” 『한국개발연구』, 제29권 제1호, 2007, pp.113-136.
(Translated in English) Junhee Lee and Joonhyuk Song, “An Analysis of Korean House Prices Movements with Asset Pricing Models,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 29, No. 1, 2007, pp.113-136.
8. 홍승제 · 강규호, “마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정,” 『금융경제연구』, 제172호, 한국은행 금융경제연구원, 2004.
(Translated in English) Hong, Seung-Je and Kyu-Ho Kang, “Estimation of Regime Change Time of Asian Financial Crisis Using Markov Switching GARCH Model,” *Review*

of Financial Economy Studies, Bank of Korea, No. 172, 2004.

9. Aizenman, J. and Y. Jinjark, "Current Account Patterns and National Real Estate Markets," NBER Working Paper, No. 13921, 2008.
10. Abraham, J.M., and P.H. Hendershott, "Bubbles in Metropolitan Housing Markets," *Journal of Housing Research*, Vol. 7, No. 2, 1996, pp.191-207.
11. Baffoe-Bonnie, J., "The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, September 1998, Volume 17, Issue 2, pp.179-197.
12. 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*, Vol. 7, No 2, 1981, pp.151-174.
13. Blanchard, O.J., and M.W. Watson, "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," NBER Working Paper, No. W0945, 1982.
14. Campbell, J.Y., and R.J. Shiller, "Cointegration and Tests of Present Value Models," *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1987, pp.1062-1088.
15. _____, "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 3, 1988, pp.195-228.
16. Diba, B.T., and H.I. Grossman, "On the Inception of Rational Bubbles," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 3, 1987, pp.697-700.
17. _____, "The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices," *Economic Journal*, Vol. 98, No. 392, 1988a, pp.746-754.
18. _____, "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?," *American Economic Review*, Vol. 78, No. 3, 1988b, pp.520-530.
19. DiPasquale, D., and W.C. Wheaton, "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, No. 1, 1994, pp.1-27.
20. Kim, K.H., and H.S. Lee, "Real Estate Price Bubble and Price Forecasts in Korea," 2000, August, Mimeo, Seo-Gang University.
21. Kim, Y-Y, "Inference for Stochastic Bubble Trend in Stock Price under Error Correction Model," *SMU-ESSEC Symposium on Empirical Finance & Financial Econometrics*, 2011.
22. _____, "Stationary Vector Autoregressive Representation of Error Correction Models," *Theoretical Economics Letters*, Vol. 2, No. 2, 2012, pp.152-156.
23. LeRoy, S.F., and R.D. Porter, "The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds," *Econometrica*, Vol. 49, No. 3, 1981, pp.555-574.
24. Meen, G., "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?," *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, No. 1, 2002, pp.1-23.
25. O'Connell, S.A., and S.P. Zeldes, "Rational Ponzi Games," *International Economic Review*, Vol. 29, No. 3, 1988, pp.431-450.
26. Pesaran, H.H., and Y.C. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, Vol. 58, No. 1, 1998, pp.17-29.

27. Phillips, P., Shi, S., and J. Yu, "Testing for multiple bubbles," 2012, Cowles Foundation Discussion Paper No. 1843.
28. Roche, M.J., "The Rise in House Prices in Dublin: Bubble, Fad or Just Fundamentals," *Economic Modelling*, Elsevier, Vol. 18, No. 2, 2001, pp.281-295.
29. Scherbina, A., "Asset Price Bubbles: A Selective Survey," 2013, International Monetary Fund, WP/13.
30. Shiller, R.J., "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," *American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, 1981, pp.421-436.
31. Shiratsuka, S., "Is There a Desirable Rate of Inflation? A Theoretical and Empirical Survey," IMES(Institute for Monetary and Economic Studies) Discussion Paper No. 2000-E-32, 2000.
32. Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, *Econometric Society*, Vol. 48, No. 1, 1980, pp.1-48.
33. Tirole, J., "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, 1985, pp.1499-1528.
34. Wang, P., "Market Efficiency and Rationality in Property Investment," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 21, No. 2, 2000, pp.185-201.
35. Watson, M.W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, No. 1, 1986, pp.49-75.
36. West, K.D., "A Specification Test for Speculative Bubbles," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 3, 1987, pp.553-580.
37. Wu, Y., "Rational Bubbles in the Stock Market: Accounting for the U.S. Stock- Price Volatility," *Economic Inquiry*, Vol. 35, No. 2, 1997, pp.309-319.

〈부록〉경제변수의 기초통계 분석

[외환위기 이후]

	D (M1)	D (INT)	D (IP)	D (FX)	D (KOSPI)	D (HOUSE)
Mean	0.007028	-0.020004	0.005137	-0.001293	0.005591	0.003147
Median	0.006203	0.000436	0.005941	-0.003373	0.016698	0.002120
Maximum	0.056597	0.469412	0.068877	0.154928	0.147217	0.031700
Minimum	-0.104943	-1.460198	-0.110294	-0.084563	-0.185282	-0.009329
Std. Dev.	0.016214	0.215777	0.023712	0.024983	0.061846	0.006041
Skewness	-2.954151	-2.555365	-1.084868	1.657979	-0.389184	1.684200
Kurtosis	22.35724	16.16001	8.325579	12.44368	3.271535	7.529088
Jarque-Bera	2816.074	1370.226	227.3531	688.7289	4.672171	219.0289
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.096705	0.000000
Sum	1.159570	-3.300610	0.847636	-0.213324	0.922489	0.519304
Sum Sq. Dev.	0.043114	7.635828	0.092207	0.102358	0.627294	0.005986
Observations	165	165	165	165	165	165

[외환위기 이전]

	D (M1)	D (INT)	D (IP)	D (FX)	D (KOSPI)	D (HOUSE)
Mean	0.007972	-0.349450	0.003327	0.002348	-0.004716	-0.003026
Median	0.007522	-0.475484	0.008474	0.000712	-0.012021	-0.002889
Maximum	0.029606	1.829710	0.039964	0.025043	0.093737	0.006081
Minimum	-0.019372	-1.690205	-0.068616	-0.019317	-0.094941	-0.011841
Std. Dev.	0.009070	0.788829	0.021370	0.008896	0.051191	0.004454
Skewness	-0.186758	0.731912	-0.784829	0.485441	0.153981	0.125795
Kurtosis	3.412011	3.172311	4.006313	3.385419	1.905711	2.335367
Jarque-Bera	0.721622	5.069104	8.111813	2.546043	3.015389	1.178414
Probability	0.697111	0.079297	0.017320	0.279984	0.221420	0.554767
Sum	0.446447	-19.56918	0.186322	0.131499	-0.264091	-0.169477
Sum Sq. Dev.	0.004525	34.22378	0.025116	0.004353	0.144127	0.001091
Observations	56	56	56	56	56	56

주: 주택가격지수(HOUSE), 통화량(M1), 이자율(INT), 산업생산지수(IP), 환율(FX), 주가(KOSPI)의 로그실질차분 값임.

Is There a Stochastic Non-Fundamental Trend in Korean Housing Price? Inference under Error Correction Model

Yun-Yeong Kim*

Abstract

In this paper, we test and estimate of the stochastic non-fundamental trend in Korean housing market. For this, following Kim(2011), we exploit that the long-run equilibrium housing price may be decomposed into fundamental and stochastic non-fundamental trends (i.e., the sum of dividend innovations and that of innovations that are orthogonal to fundamental macro-innovations, respectively) by using the Beveridge-Nelson decomposition and projections. In this VAR construction, there is an error correction mechanism through which housing prices converge to their long-run equilibrium, which reflects the stated stochastic non-fundamental trend. We may test the existence of non-fundamental trend via a standard t-test and conduct a dynamic analyses using housing price, fundamental and non-fundamental trends in a VAR model. The results of the analysis of monthly data from the Korea during after Asian financial crisis, indicate that fluctuations in housing prices during that period can be explained mainly by the non-fundamental trend, not by the stochastic fundamental trend.

Key Words: housing price, fundamental orthogonal trend, Beveridge Nelson decomposition, error correction model

Received: April 24, 2013. Revised: July 17, 2013. Accepted: Aug. 20, 2013.

* Associate Professor, School of Economics, Dankook University, 126, Jukjeon-dong, Yonginsil, Gyeonggi-do 448-701, Korea, Phone: +82-31-8005-3402, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr