

서울시 아파트가격의 합리적 버블 추정

박 희 석*

Measuring the Rational Bubble of Apartment Prices in Seoul

Hee-Seok Park*

요약 : 부동산은 여타 자산과는 달리 상품이 이질적이고, 거래비용이 크며, 상품에 대한 시장정보가 불완전한 특징을 가지고 있으며 비탄력적인 공급으로 신속한 가격조정이 어렵다. 이러한 부동산에 버블이 형성되면 버블의 정도는 커지고 오랫동안 지속되기 때문에 경제에 미치는 부정적인 효과가 광범위하다. 그러나 버블의 개념은 간단하나 현실적으로 추정하는 것은 쉬운 일이 아니다. 본 연구는 현재가치모형에 기초하여 서울의 아파트가격을 대상으로 합리적 버블을 실증적으로 추정하였다. 상태공간모형과 칼만 필터를 이용하여 아파트가격의 합리적 버블을 추정한 결과 서울지역에서는 2000년 1월~2009년 4월 기간 중 아파트가격 대비 평균 9.1%, 최고 17.6%의 합리적 버블이 존재하는 것으로 분석되었다. 서울 아파트가격의 합리적 버블은 지속적으로 상승하여 2004년 11월 정점을 기록하였는데 이는 IMF 외환위기 이후 일련의 부동산 부양책에 기인한 것으로 해석된다. 그 이후 서울 아파트가격의 합리적 버블은 계속 하락하는 추이를 보이고 있으며 이는 종합부동산세 등 강도 높은 부동산 억제책에 의한 것으로 보인다. 최근 아파트가격이 보합세를 나타내고 있음에도 불구하고 2008년 10월 이후 합리적 버블이 증가하고 있는 추이를 보이고 있는데 이는 금융위기에 따른 실물경제 침체를 우려해 내수진작을 위해 2008년 4/4분기 이후 실시되고 있는 부동산 부양책에 기인한 것으로 분석된다.

주제어 : 합리적 버블, 상태공간모형, 칼만 필터

JEL Classification: C15, E37, G12

ABSTRACT : Unlike other assets, real estate has some characteristics of heterogeneous products, large transaction costs, and incomplete information about products in market. In addition, real estate is difficult to change in a rapid price adjustment due to an inelastic supply. If a housing bubble is formed in real estate, its negative effect is extensive because the extent of the bubble is long-lasting and growing continuously for a long time. Based on the present value model, this study estimates the rational bubble of apartment prices in Seoul. According to estimated results using a state-space model and Kalman filter, the price of apartment in Seoul presents the rational bubble of an average of 9.1%, the highest of 17.6% from January 2000 to April 2009. The continuous rise of the rational bubble peaked on November 2004. This is interpreted due to a series of economic stimulation policy on the real estate market after the IMF financial crisis. Since then, the rational bubble had a continuously declining trend that was due to a high intensive tax policy on real estate such a comprehensive real estate tax policy in 2004. Even though apartment prices have slowly steady level recently, the rational bubble has an increased trend since October 2008. This is due to the implementation of the real estate policy that stimulates domestic demand concerned an economic recession by the global financial crisis.

Key Words : rational bubble, state-space model, Kalman filter

JEL Classification: C15, E37, G12

* 서울시정개발연구원 창의시정연구본부 연구위원(Research Fellow, Metropolitan Policy Research Group, Seoul Development Institute), E-mail: hspark@sdi.re.kr, Tel: 02-2149-1227

I. 서론

버블(bubble)이란 시장에서 형성된 주식, 부동산 등의 자산가격(asset prices)이 경제적 기초여건(economic fundamentals)을 반영한 내재적 가치(적정가격)를 상회하는 부분을 의미한다. 일반적으로 부동산시장에서 버블은 실제가격과 적정가격 간의 차이를 나타내며 여기서 적정가격이란 주택시장이 정상적인 상태에 있을 때 형성되는 가격을 의미한다. 버블의 가장 큰 특징은 비정상적인 가격이라는 것이며 적정가격이 어느 수준에 있는냐를 밝히는 것이 버블 측정의 중요한 연구과제로 대두되고 있다.

그러나 버블의 개념은 간단하지만 실제로 자산가격의 상승이 버블에 의한 것인지 내재적 가치의 증가에 의한 것인지 식별하는 데 어려움이 존재하기 때문에 그 여부를 판단하는 것은 어렵다. 버블을 측정하기 위해선 우선 내재적 가치를 정확히 알아야 하며 이를 위해선 미래의 예상 수익과 할인율을 알고 있어야 하지만 이러한 것들을 정확히 측정하는 것은 현실적으로 불가능하다. 따라서 버블의 존재에 대한 최종 판정은 사후적으로만 가능하고 분석 기간과 방법 등을 어떻게 설정하느냐에 따라 연구결과가 달라질 수 있다.

부동산 버블과 관련하여 부동산은 상품이 이질적이고, 거래비용이 크며, 상품에 대한 시장정보가 불완전한 특징을 가지고 있고, 공급 또한 비탄력적이어서 신속한 가격조정이 어렵다는 문제를 가지고 있다. 주식 등 여타 자산과 비교할 때 부동

산 버블은 시간이 경과함에 따라 커지고 오랫동안 지속되는 특징을 가지고 있다. 부동산 시장에서 버블이 붕괴될 경우 가장 큰 문제점은 부동산은 주식 등 여타 자산에 비해 붕괴효과가 광범위하고 장기간 지속될 가능성이 크다는 것이다. 그 예로 1990년대 일본이 경험한 바와 같이 부동산 버블의 붕괴는 장기간 전반적인 침체로 이어진 사례를 통해 경제에 미치는 영향이 심각함을 알 수 있다.

주택가격에 한정하여 버블 여부에 대한 연구는 부동산시장과 관련된 지표를 이용하여 실증적으로 분석한 연구가 대부분이며 이론적인 측면에서 분석한 연구는 많지 않다. 이론적 토대 위에 부동산 버블의 실증분석은 주택시장의 수요와 공급에 기초한 모형과 자산선택이론(asset choice theory)에 기초한 모형으로 양분할 수 있다. 자산선택이론에 기초한 모형은 다시 현재가치모형(present value model)과 일반균형(general equilibrium)의 틀에서 자산가격모형(asset pricing model)으로 세분된다. 일반적으로 자산가격과 관련하여 버블에 관한 대부분의 연구는 합리적 버블(rational bubble)¹⁾에 한정되어 있다. 합리적 버블에 의하면 부동산, 주식 등 자산가격의 거품은 시장참여자의 선호나 집단심리 등과 같은 외부적 요인에 의해 발생한다는 의견이 주류를 이루고 있다.

따라서 본 연구에서는 자산선택이론 중 현재가치모형에 기초하여 Wu(1997)가 제시한 방법으로 서울과 서울의 5개 세부 권역별로 아파트가격에 어느 정도 합리적 버블이 존재하고 있는가를 추정하였다. 방법론으로 이론으로부터 유도된 현재가

1) 합리적 버블(rational bubble)은 합리적 경제주체와 효율적 가격기구를 전제하더라도 일시적으로 가격상승이 지속될 것이라는 기대가 있을 경우 다소의 위험을 감수하면서 투기적 거래를 하기 때문에 일정 기간 자산가격에 버블이 존재할 수 있다는 것이다(Blanchard and Watson, 1982). 즉, 일정 기간 자산가격이 상승하면 이러한 현상이 지속될 것이라는 추가적인 가격상승에 대한 기대를 낳고 이러한 기대가 시장참가자 사이에 확산되면서 자본이득을 목적으로 투기적 수요가 증가하게 된다. 그 결과 시장가격이 상승하여 당초의 가격상승 기대가 현실화되는 자기실현적 예언(self-fulfilling prophecy)이 반복되면서 버블의 정도는 커지게 된다.

치모형을 상태공간모형(state-space model)으로 전환하고 칼만 필터(Kalman filter)를 적용하여 서울지역 아파트가격의 합리적 버블을 실증적으로 추정하였다. 본 논문은 모두 4장으로 구성되어 있는데 제2장에서는 부동산 버블에 대한 기존 연구와 현재가치모형을 기초로 서울의 아파트가격의 합리적 버블을 추정하기 위한 상태공간모형, 칼만 필터에 대한 이론적 모형 등 실증분석방법에 대해 설명하였다. 그리고 제3장에서는 앞 장에서 유도된 상태공간모형을 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 추정한 서울과 5개 세부 권역별 아파트가격의 합리적 버블을 실증적으로 추정하였다. 제4장은 본 논문의 결론 부분으로 주요 연구결과와 시사점에 대해 언급하였다.

II. 부동산 버블에 대한 기존 연구와 합리적 버블의 추정

1. 부동산 버블에 대한 기존 연구

이론적 토대 위에 부동산 버블의 실증분석은 주택시장의 수요와 공급에 기초한 모형과 자산선택이론(asset choice theory)에 기초한 모형으로 양분할 수 있다²⁾(〈표 1〉 참조). 자산선택이론에 기초한 모형은 다시 현재가치모형(present value model)과 일반균형(general equilibrium)의 틀에서 자산가격모형(asset pricing model)으로 세분된다.

주택시장의 수요와 공급의 장기균형을 통한 버블 존재 여부를 검정한 연구로는 Abraham and Hendershott(1996), Meen(2002), Himmelberg et al.(2005) 등이 있다. 국내연구로는 김경환·서승환

(1990)은 국내 토지시장의 수요와 공급 회귀식을 이용하여 버블항을 설정하고 이에 대한 유의성을 검정한 결과 지가에 버블이 존재하는 것으로 분석하였다. 김봉한(2004)은 우리나라 부동산가격에 버블이 존재하는가의 여부를 검정하였다, 그는 부동산 버블의 정확한 식별을 위해 Summers(1986)의 유행모형(fads model)과 Blanchard and Watson(1982)의 버블모형을 Roche(2001)가 제시한 방법으로 상태변환회귀식(regime model)을 사용하여 버블 검정과 붕괴될 확률을 추정하였다. 현재가치모형을 이용한 분석으로 Campbell and Shiller(1987), Meese and Wallace(1994), Wang(2000) 등이 있으며 국내연구로는 이용만(1997), 이용만·김선웅(2006) 등이 있다. 이용만(1997)은 토지의 용도변경에 따른 미래기대지대의 변화 가능성을 현재가치모형에 도입하여 지가에 가격거품이 존재하는지의 여부를 검정하였다. 방법론적으로 거품이 없다는 가정에서 추정된 모수와 거품이 있을 수도 있다는 가정에서 추정된 모수를 Wald 검정을 통해 통계적으로 버블의 유의성을 검정하였다. 이용만·김선웅(2006)은 현재가치모형에 근거하여 강남지역의 주택가격 거품 여부를 West(1987)의 모형설정오류 방법으로 검정하였으며 실증분석으로 강남지역에 가격거품이 없는 것으로 분석하였다. 일반균형자산가격의 틀에서 주택시장의 버블을 분석한 대표적 연구로 Ayuso and Restoy(2003)는 Lucas(1978)의 동태적 자산가격모형(dynamic asset pricing model)에 입각하여 현재가치모형을 일반화했다. 일반균형자산가격 모형을 이용한 분석은 균형조건이 비선형으로 도출됨에 따라 로그 선형 근사치(log-linear approximation)를 통해 분석해야 된다는 단점이

2) 부동산 버블과 관련하여 세 가지 분석 모형에 근거하여 분류한 문헌연구로는 이준희(2006)를 주로 참조하였다.

있다. 반면 현재가치모형과는 달리 경기상황에 따라 변동할인율을 가정하고 있어 더 현실적인 분석이 가능하다는 장점이 있다. 이상의 연구결과는 대부분 합리적 버블을 추정한 것이 아니라 검정하는 데 초점을 맞추고 있으며 이준희(2006)는 위의 세 가지 모형에 모두 근거하여 우리나라 주택가격의 버블을 검정하였다.

그러나 본 연구는 서울과 5개 권역별로 아파트 가격의 합리적 버블을 직접적으로 추정하는 데 연구의 주목적이 있으며 합리적 버블을 포함한 모형과 합리적 버블이 포함되지 않는 GARCH형태의 모형을 상호 비교함으로써 추정된 합리적 버블의 신뢰성을 검정하였다. 방법론적으로 Wu(1997)의 연구에서와 같이 현재가치모형에 근거하여 상태공간모형과 칼만 필터(Kalman filter)를 설정하고 합리적 버블이 관찰되지 않는 상태변수(unobserved state variable)로 취급하여 계량적으로 추정하였다. 이와 유사한 연구로 최근 Xiao and Kwang(2004)은 서울의 주택가격지수(1995=100)를 사용하여 합리적 버블을 추정하였으며 Wu(1997)의 연구와의 차이점은 주식시장이 아닌 부동산시장을 대상으로 합리적 버블을 추정하였다는 사실이다.

2. 현재가치모형을 통한 합리적 버블의 추정

현재가치모형(present value model)은 거시경제학의 주요 분석방법인 무한생애모형(infinite horizon model)의 토대 위에서 출발하며 가계소득, 자산가격, 배당금, 미래소비 등의 예산제약 하에서 소비자의 효용을 극대화하는 균형조건으로 다음과 같은 관계식으로 도출된다.

$$P_t = \frac{E_t(P_{t+1} + D_t)}{1 + R_t} \quad (1)$$

여기서, P_t : t 기의 아파트가격

D_t : t 기의 아파트임대료

E_t : t 기의 기대치

R_t : t 기의 실질이자율

식 (1)로 표현되는 현재가치모형에 의하면 합리적 기대 하에서 이론적 아파트가격은 미래 아파트가격과 임대료의 기대치에 대한 합을 실질이자율로 할인(discount)하여 현재가치로 환산한 것으로 정의된다. 실질이자율이 일정하다는 가정에서 식 (1)로 표현되는 1차 차분방정식(1st order difference equation)을 균형상태(steady state)를

<표 1> 부동산시장의 합리적 버블의 검정과 추정에 관한 기존 연구

		부동산 버블의 검정	부동산 버블의 추정
주택시장의 수요와 공급에 기초		Abraham and Hendershott(1996), Meen(2002), Himmelberg et al.(2005) 김경환·서승환(1990), 김봉환(2004)	
자산선택 이론에 기초	현재가치모형	이용만(1997), 김봉환(2004) 이용만·김선웅(2006)	Wu(1997) Xiao and Kwang(2004)
	일반균형 자산가격모형	Ayuso and Restoy(2003)	

주: Wu(1997)는 주식시장을 대상으로 합리적 버블을 추정하였음.

중심으로 로그 선형근사(log-linear approximation)하면 아파트가격은 다음과 같다.

$$p_t = \rho E_t[p_{t+1}] + (1-\rho)d_t - r + k \quad (2)$$

$$\text{여기서, } p_t = \ln(P_t)$$

$$d_t = \ln(D_t)$$

$$r = \ln(1+R_t)$$

$$k = -\ln\rho + (1-\rho)(d-p)$$

$$\rho = (1 + \exp(d-p))^{-1} : \text{할인을}$$

식 (2)에서 미래 아파트가격에 대해 축차적(recursive)으로 대입하여 정리하고 말기조건(tranversality condition)³⁾이 충족되는 경우 합리적 기대 하에서 이론적 아파트가격의 특정해(particular solution)는 다음과 같다.

$$p_t^* = \frac{k-r}{1-\rho} + (1-\rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t[d_{t+i}] \quad (3)$$

실제로 아파트가격은 시장기초가치의 변동에 의한 증가와 기타 외생적인 변동에 의한 증가로 나타난다. 현재가치모형을 이용하여 서울의 5개 권역별 아파트가격의 합리적 버블을 측정하기 위해 고정 임대율 하에서 말기조건이 충족되지 않는다고 가정하면 이론적으로 현재의 아파트가격(p_t)은 아파트의 본원적 가치(p_t^* : fundamental value)와 합리적 버블(b_t : rational bubble) 두 부분의 합으로 구성된다.

$$p_t = p_t^* + b_t \quad (4)$$

대부분의 이론 및 실증분석에서 합리적 버블은 외생적인 변수(exogenous variable)로 간주하고 있으므로 본 연구에서는 아파트가격의 합리적 버블이 확률적으로 1차 자기회귀과정(1st order autoregressive process)을 따르고 시간이 경과함에 따라 $1/\rho$ 의 일정비율로 증가 혹은 감소한다고 가정한다.

$$\Delta b_t = \frac{1}{\rho} \Delta b_{t-1} + \varepsilon_t^b \quad (5)$$

여기서, $\varepsilon_t^b \sim (0, \sigma_b^2)$: 버블식의 오차항

σ_b^2 : 버블식의 분산

또한 아파트가격의 합리적 버블을 측정하기 위해 임대료에 대한 데이터 생성과정(data generating process)이 필요하며 분석의 편의를 위해 ARIMA(1, 1, 0)과정을 따른다고 가정한다⁴⁾.

$$\Delta d_t = \emptyset \Delta d_{t-1} + \varepsilon_t^d \quad (6)$$

여기서, \emptyset : 임대료식의 1차 자기계수

$\varepsilon_t^d \sim (0, \sigma_d^2)$: 임대료식의 오차항

σ_d^2 : 임대료식의 분산

이제 Campbell and Shiller(1987)의 방법에 따라 식 (3)으로 표현되는 본원적 가치에 아파트가

3) 말기조건은 $\lim_{t \rightarrow \infty} \rho^i E_t[p_{t+i}] = 0$ 으로 합리적 기대(rational expectation) 하에서 이 조건이 충족되지 않으면 무한시간 뒤 아파트가격에 대한 현재가치가 0에 수렴하지 않기 때문에 합리적 버블이 생성될 수 있다.

4) 분석의 편의를 위해 임대료 데이터의 생성과정은 평균으로 조정된 모형(mean adjusted model)을 사용하였으며 이는 추정과정에 아무런 영향도 미치지 않는다.

격의 조건부 기대치를 구하고 시계열 자료의 정상성(stationarity)을 확보하기 위해 로그차분(log-difference)하면 내재적 가치에 의한 아파트가격의 상승은

$$\begin{aligned}\Delta p_t^* &= \frac{1}{1-\phi\rho}\Delta d_t - \frac{\phi\rho}{1-\phi\rho}\Delta d_{t-1} \\ &= \psi\Delta d_t + (1-\psi)\Delta d_{t-1}\end{aligned}\quad (7)$$

와 같이 나타낼 수 있다⁵⁾.

일반적으로 자산가격의 버블은 관찰되지 않기 때문에 합리적 버블로 표현되는 식 (5)를 직접 추정하는 것은 불가능하다. 따라서 식 (5)~(7)을 다음과 같은 형태의 상태공간모형(state-space model)으로 전환하여 합리적 버블을 추정한다.

$$\begin{aligned}&\text{전이식} \\ \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta d_{t-1} \\ \Delta b_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \phi & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta d_{t-1} \\ \Delta d_{t-2} \\ \Delta b_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^d \\ 0 \\ \epsilon_t^b \end{bmatrix} \\ &\text{측정식} \\ \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta d_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \psi & (1-\psi) & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta d_{t-1} \\ \Delta b_t \end{bmatrix}\end{aligned}\quad (8)$$

여기서, $\psi = \frac{1}{1-\phi\rho}$,

$$\begin{pmatrix} \epsilon_t^d \\ \epsilon_t^b \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_d^2 & 0 \\ 0 & \sigma_b^2 \end{bmatrix}\right)$$

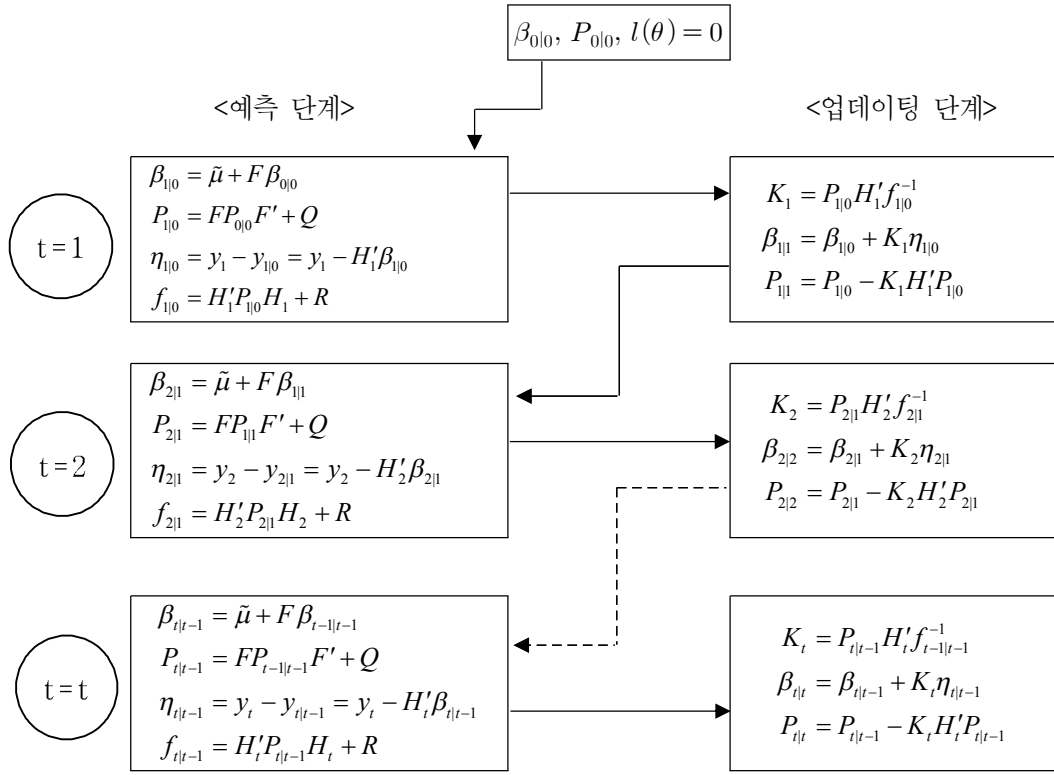
식 (8)과 같이 설정된 상태공간모형은 아파트 가격과 임대료로 구성된 측정식(measurement

equation)과 합리적 버블과 임대료의 자료생성 과정을 나타내는 전이식(transition equation)으로 구성된다. 이러한 형태의 상태공간모형은 동태시스템(dynamic system)의 가장 일반화된 표현으로 비관측된 요소(unobserved factor)를 모형화할 수 있으며 축차적 알고리즘(recursive algorithm)인 칼만 필터(Kalman filter)를 이용한 추정이 가능하다는 장점을 가지고 있어 자산가격의 버블 추정에 널리 활용되고 있다. 칼만 필터는 상태공간 모형에서 구조모형과 관찰된 자료를 이용하여 각 기간의 상태벡터를 최적화하여 추정치를 축차적(recursive)으로 계산하는 과정으로 <그림 1>과 같이 예측 단계(prediction step)와 업데이트 단계(updating step)로 나누어진다.

구체적으로 칼만 필터는 $t-1$ 기의 정보를 이용하여 모수(β_t)의 주어진 초기 기대값($\beta_{0|0}$)과 초기 공분산 행렬($P_{0|0}$)을 토대로 예측 단계와 업데이트 단계를 반복적으로 계산하는 기법이다. 예측 단계에서는 최적의 모수(β_t)에 대한 조건부 기대값($\beta_{t|t-1}$), 공분산 행렬($P_{t|t-1}$), 예측오차($\eta_{t|t-1}$), 예측오차의 조건부 분산($f_{t|t-1}$)의 기대값이 계산된다. 그리고 업데이트 단계에서는 예측 단계의 최적화된 수치를 도출하기 위해 칼만 게인($K_t = P_{t|t-1}H_t'f_{t-1|t-1}^{-1}$)을 통해 조건부 기대값과 공분산 행렬을 조정하여 준다.

칼만 필터 과정을 실행하기 위해서는 관찰되지 않은 요소(θ)들을 추정하여야 하며 이는 식 (9)와 같은 형태의 표본의 로그우도를 이용하여 추정된다.

5) Δp_t^* 의 자세한 유도과정은 Campbell and Shiller(1987)를 참조하기 바란다.



<그림 1> 칼만 필터에 의한 추정 과정

$$L(y, X; \theta) = -\frac{nT}{2} \log 2\pi$$

$$-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |(HP_{t|t-1}H' + R)|$$

$$-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' (HP_{t|t-1}H' + R)^{-1} \varepsilon_t \quad (9)$$

따라서 서울 아파트가격의 합리적 버블의 추정은 식 (9)로 표현되는 표본의 로그우도 함수를 칼만 필터라는 축차적인 계산과정을 통해 최우 추정법(maximum likelihood estimation)으로 상태공간모형의 모수(ρ , ϕ , σ_b , σ_d)들의 값을 구할 수 있다.

III. 실증분석

본 연구에서는 서울지역 아파트가격의 합리적 버블을 추정하기 위해 구별 아파트의 매매가격(만원/㎡) 및 전세가격(만원/㎡), 회사채수익률(%), 서울의 소비자물가지수(2005=100) 등의 자료를 사용하였다. 아파트가격 자료는 부동산 114의 RAPS자료를 이용하였고 그 외 회사채수익률, 소비자물가지수는 통계청 KOSIS 자료를 사용하였다. 모든 자료는 2000년 1월부터 2009년 4월까지 월별 자료이며 소비자물가지수를 이용하여 실질가격으로 변환하였다. 또한 시계열 자료의 안정성을 확보하기 위해 전월 대비 로그 차분변수의 형태로 전환하여 사용하였다. 다만, 아파트 임대

<표 2> 서울의 5개 권역별 아파트가격의 상승률 (2001년 1월~2009년 4월)

(단위: 전년 동월 대비%)

제1권역 14.5	강남구 15.9	양천구 14.2	노원구 14.1	서초구 14.1	송파구 14.0
제2권역 13.0	용산구 13.1	강서구 13.1	종로구 12.9	도봉구 12.9	영등포구 12.8
제3권역 12.7	강북구 12.8	광진구 12.7	마포구 12.6	강동구 12.5	구로구 12.5
제4권역 11.6	성동구 12.0	동작구 11.7	관악구 11.6	동대문구 11.4	중랑구 11.4
제5권역 10.4	금천구 11.1	은평구 10.9	성북구 10.5	서대문구 9.7	중구 9.6

료 자료의 부재로 대안적인 방법으로 아파트 전세 가격에 시중금리를 곱하여 12개월 나누어 월별 임대료의 대리변수로 사용하였다. 그리고 서울의 권역별 아파트가격의 합리적 버블을 추정하기 위해 25개 구의 전년 동월 대비 아파트가격의 평균 상승률을 계산하고 그 크기에 따라 세부적으로 5개 권역으로 나누어 분석하였다(<표 2> 참조).

서울과 5개 세부 권역별로 식 (8)로 표현되는 상태공간모형을 최우추정법으로 추정한 결과 4개 모수(ρ , ϕ , σ_b , σ_d)의 추정값과 이에 대한 표준편차, 각 추정식의 평균 우도값은 <표 3>과 같다.

<표 3>에서 ϕ 에 대한 추정결과를 제외하고는 모든 모수의 추정결과가 유의한 것으로 분석되었으며 ϕ 의 추정결과가 유의하지 않은 것은 유사한 연구에 비해 사용자료가 월별 자료이고 분석기간이 비교적 짧기 때문인 것으로 해석된다.

이제 <표 3>의 추정결과에 대한 신뢰성을 간접적으로 검증하기 위해 버블을 포함하지 않은 일반적인 형태의 GARCH모형을 상태공간모형으로 전환하여 추정한 결과를 예측력 기준이 되는 RMSE(Root Mean Square Error)를 이용하여 상호 비교하면 <표 4>와 같다⁶⁾. <표 4>에서 알 수 있

<표 3> 최우추정법에 의한 서울시 권역별 아파트가격의 상태공간모형 추정 결과

추정계수	서울	제1권역	제2권역	제3권역	제4권역	제5권역
ρ	0.9978 (0.0077)	0.9973 (0.0070)	0.9965 (0.0075)	0.9978 (0.0075)	0.9983 (0.0084)	1.0000 (0.0099)
ϕ	-0.0686 (0.0581)	-0.0415 (0.0560)	-0.0524 (0.0584)	-0.0465 (0.0515)	-0.0690 (0.0547)	-0.0761 (0.0579)
σ_d	0.0514 (0.0102)	0.0504 (0.0079)	0.0500 (0.0152)	0.0492 (0.0099)	0.0514 (0.0153)	0.0516 (0.0167)
σ_b	0.0490 (0.0104)	0.0509 (0.0086)	0.0470 (0.0154)	0.0474 (0.0102)	0.0472 (0.0146)	0.0474 (0.0159)
Mean Log-Likelihood	4.0649	4.0465	4.1347	4.1414	4.1033	4.0952

주: 추정계수는 Newton 알고리즘에 의한 MLE으로 추정한 결과이며, () 안은 S.E.를 의미함.

6) 자산가격에 이분산성(heteroscedasticity)이 존재한다는 사실은 많은 실증분석 결과에서 지적하고 있기 때문에 본 연구에서는 버블이 포함되지 않는 모형의 오차항(error term)을 이분산성을 고려한 GARCH모형의 형태로 가정하여 분석하였다.

<표 4> 버블 존재 모형과 일반모형의 RMSE 비교

모형 유형	서울	제1권역	제2권역	제3권역	제4권역	제5권역
버블 존재 모형	0.3560	0.4427	0.3069	0.3405	0.2897	0.2589
일반모형 (GARCH모형)	0.8198	1.0324	0.7745	0.7871	0.6516	0.5174

주 1: $RMSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{p}_t - p_t)^2$, T : 표본수, \hat{p}_t : 추정가격

주 2: 일반모형(GARCH모형)의 추정 결과는 부록 참조

듯이 합리적 버블을 포함하고 있는 모형을 상대공간모형으로 전환하여 추정하였을 때 더 작은 RMSE를 산출하고 있다. 따라서 합리적 버블을 포함한 모형이 일반모형보다 더 우수한 예측력을 가지고 있음을 알 수 있다.

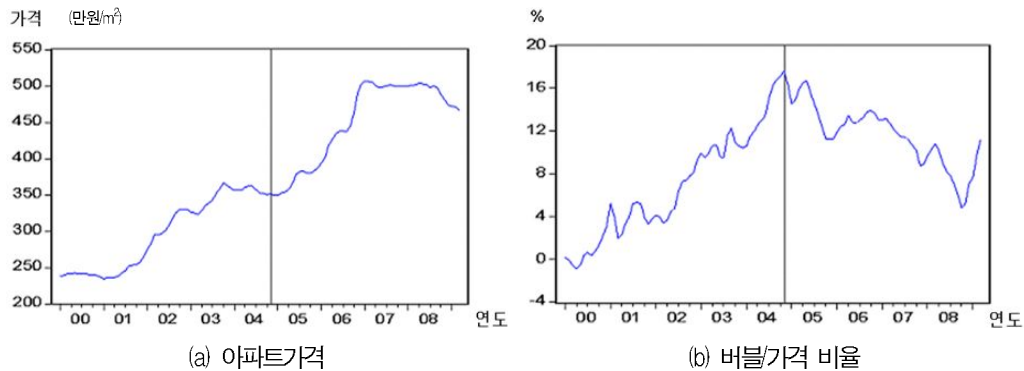
<표 3>을 바탕으로 서울의 권역별로 추정된 아파트가격의 합리적 버블의 기술통계는 <표 5>와 같다. <표 5>에 의하면 서울은 2000년 2월에서 2009년 4월 중 아파트가격 대비 합리적 버블이 평균 9.1% 존재하고 있는 것으로 나타났다. 권역별로 아파트가격 상승률이 제일 높았던 지역인 제1권역에서는 평균 10.0%, 반면 아파트가격 상승률이 제일 낮았던 지역인 제5권역에서는 평균 6.8%의 합리적 버블이 존재하고 있는 것으로 분석되었

다. 제1권역과 제5권역의 평균 3.3%p의 차이를 보이고 있는 것으로 나타났다. 또한 서울 전체로 아파트가격 대비 합리적 버블은 최고 17.6%에 이르렀으며 권역별로 18.5%에서 15.8%의 합리적 버블이 존재하고 있음을 알 수 있다.

또한 분석기간 중 서울 전체의 아파트가격 추이와 아파트가격 대비 합리적 버블 추이는 <그림 2>와 같다. <그림 2>에서 서울의 합리적 버블 추이는 2000년대 초부터 2004년까지 지속적으로 증가하고 있음을 알 수 있다. 그 뒤 아파트가격의 상승세는 지속되고 있지만 2004년 11월을 정점으로 합리적 버블은 하락하는 추이를 나타내고 있다. 이것은 2004년 10·30과 11·29 부동산 안정화 대책으로 보유세 강화에 따른 종합부동산세 신설로부터

<표 5> 서울시 권역별 합리적 버블의 기술통계량 (2000년 2월~2009년 4월)

	서울 전체	제1권역	제2권역	제3권역	제4권역	제5권역
최대 (Maximum, %)	17.63	18.48	17.76	17.91	17.08	15.84
최소 (Minimum, %)	-0.84	-0.71	-0.29	-0.52	-0.44	-1.11
평균 (Mean, %)	9.12	10.04	9.06	8.99	8.13	6.77
표준편차 (Std. Dev.)	4.76	5.17	4.58	4.56	4.17	4.05
왜도 (Skewness)	-0.38	-0.49	-0.30	-0.31	-0.17	0.02
첨도 (Kurtosis)	2.20	2.18	2.19	2.28	2.34	2.41



<그림 2> 서울의 아파트가격 및 합리적 버블 추이 (2000년 1월~2009년 4월)

기인한 일련의 강도 높은 부동산 억제책의 결과라고 해석된다. 또한 2008년 10월 이후 아파트가격은 하락 추이를 나타내고 있음에도 불구하고 합리적 버블은 증가하고 있는 추이를 나타내고 있는데 이것은 2008년 4/4분기 금융위기에 따른 실물경제의 침체로 내수진작을 위한 부동산 부양책에 기인한 것으로 해석된다.

IV. 결론

본 연구는 상태공간모형과 칼만 필터를 이용하여 서울과 5개 세부 권역별로 아파트가격에 어느 정도 합리적 버블이 존재하고 있는가에 관해서 실증적으로 추정하였다. 분석 결과에 의하면 2000년 2월부터 2009년 4월까지 서울의 아파트가격에는 가격 대비 평균 9.1%의 합리적 버블이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 이 기간 중 서울 전체에서 합리적 버블의 크기는 최고 17.6%에 달하였으며 2004년 11월을 정점으로 지속적으로 증가하다 이후 계속 감소하는 추이를 나타내고 있다. 이것은 2004년 하반기 실시된 종합부동산세 등 강력한 부동산 안정화 대책에 기인한 것으로 해석된다. 그러나 최근 금융위기에 따른 경기활성화의 일환으로

부동산 규제완화의 영향으로 합리적 버블은 2008년 10월 이후 증가세로 반전되고 있다.

지역 단위 연구가 가지고 있는 여러 한계점에도 불구하고 본 연구에서는 서울을 중심으로 아파트가격의 합리적 버블을 실증적으로 추정하였으나 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 우선 타 연구와는 달리 본 연구에서는 아파트가격 지수를 이용하지 않고 가격자료에 근거하여 합리적 버블을 분석하였다. 그러나 부동산 114의 아파트가격 자료가 2000년대 초부터 이용가능하여 다른 유사연구와 비교했을 때 분석기간이 상대적으로 한정되어 있다는 한계를 가지고 있다. 또한 실증분석 과정에서 아파트가격에 대한 임대료 자료가 존재하지 않아 전세가격을 임대료로 전환하여 사용하여 다중공선성(multicollinearity) 문제가 제기될 가능성이 있다. 이러한 문제점들은 실증분석 자료의 한계에 기인한 것으로 본 연구에서뿐 아니라 이와 유사한 연구에서도 공통적으로 가지고 있는 문제다. 다음으로 분석방법 및 이론적인 부분에서 부동산시장의 구조변화(structural change)를 반영할 수 있도록 전환국면(regime change) 모형을 고려하여 아파트가격의 합리적 버블을 추정할 필요가 있다. 또한 이론적인 측면에서 무한생애모형

에 근거하여 효용함수와 예산제약 하에 유도된 현재가치모형을 현실경제에 적합하도록 더 다양한 이론적 전개가 필요하며 이러한 이론적 토대 위에서 부동산 버블을 추정할 필요성이 제기된다.

참고문헌

- 김경환·서승환, 1990, “부동산투기와 자산가격 거품”, 「한국경제연구」, 한국경제연구원.
- 김봉한, 2004, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용”, 「주택연구」, 12(1): 71~96, 한국주택학회.
- 김봉한, 2005, “부동산 버블에 대한 연구: 추정 및 경제정책에 대한 시사점”, 「사회연구」, 한국사회조사연구소.
- 박희석, 2007, 「서울시 아파트가격의 버블 진단 및 정책방향」, 서울시경제개발연구원.
- 이용만, 1997, “토지의 용도변경에 대한 기대의 거품검정”, 「경제학연구」, 45(1): 165~187, 한국경제학회.
- 이용만, 2000, “한국의 부동산 시장은 비합리적인가: 주택시장을 중심으로 한 합리성 검증”, 「감정평가연구」, 10: 49~64, 한국부동산연구원.
- 이준희, 2006, “주택가격의 거품여부에 대한 평가”, 「금융경제연구」, 248, 한국은행.
- KOSIS DB, 통계청.
- RAPS DB, 부동산114.
- Abraham, J. M. and P. H. Hendershott, 1996, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets”, *Journal of Housing Research*, 7(2): 191~207.
- Ayuso, J. and F. Restoy, 2006, “House Prices and Rents: An Equilibrium Asset Pricing Approach”, *Journal of Empirical Finance*, 13(3): 371~388.
- Blanchard, O. J. and M. W. Watson, 1982, “Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets”, *NBER Working Paper*, 945.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1987, “Cointegration and Tests of Present Value Models”, *The Journal of Political Economy*, 95(5): 1062~1088.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1988, “The Dividend Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors”, *The Review of Financial Studies*, 1(3): 195~228.
- Himmelberg, C., C. Mayer and T. Sinai, 2005, “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions”, *NBER Working Paper*, 11643.
- Lucas, R., 1978, “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, 46(6): 1429~1445.
- Meen, G., 2002, “The Time Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?”, *Journal of Housing Economics*, 11(1): 1~23.
- Meese, R. and N. Wallace, 1994, “Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?”, *Journal of Urban Economics*, 35(3): 245~266.
- Roche, M. 2001, “The Rise in House Prices in Dublin: Bubble, Fad or Just Fundamentals”, *Economic Modelling*, 18: 281~295.
- Summers, L. H. 1986, “Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Value?”, *Journal of Finance*, 41: 591~601.
- Wang, P., 2000, “Market Efficiency and Rationality in Property Investment”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21(2): 185~201.
- West, K. 1987, “A Specification Test for Speculative Bubbles”, *The Quarterly Journal of Economics*, 102: 553~580.
- Wu, Y., 1997, “Rational Bubbles in the Stock Market: Accounting for the U.S. Stock Price Volatility”, *Economic Inquiry*, 35(2): 309~319.
- Xiao, Q. and T. Kwang, 2004, “Kalman Filter Estimation of Property Price Bubbles in Seoul”, paper presented in International Conference on Policy Modeling, University of Paris.

원 고 접 수 일 : 2009년 6월 25일
1차심사완료일 : 2009년 8월 18일
최종원고채택일 : 2009년 9월 22일

부록 1: 일반모형의 추정 결과

추정계수	서울	제1권역	제2권역	제3권역	제4권역	제5권역
ρ	0.9957 (0.0093)	0.9942 (0.0105)	0.9859 (0.0116)	0.9773 (0.0115)	0.9728 (0.0122)	0.9788 (0.0109)
ϕ	0.3948 (0.0861)	0.4164 (0.0861)	0.4220 (0.0852)	0.4298 (0.0849)	0.4033 (0.0832)	0.3855 (0.0855)
σ_d	0.0457 (0.0031)	0.0450 (0.0030)	0.0438 (0.0029)	0.0437 (0.0029)	0.0455 (0.0031)	0.0457 (0.0031)
α_0	0.0000 (0.0000)	0.0001 (0.0000)	0.0001 (0.0000)	0.0001 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
α_1	0.8665 (0.1328)	0.9219 (0.0953)	0.5062 (0.1615)	0.5671 (0.1518)	0.5563 (0.1720)	0.5123 (0.1486)
β_1	0.0001 (0.0018)	0.0000 (0.0010)	0.0004 (0.0133)	0.1021 (0.1700)	0.1453 (0.2307)	0.0000 (0.0023)
Mean Log-Likelihood	5.6460	5.4372	5.7746	5.7041	5.8677	5.9127

주 1: 추정계수는 BFGS 알고리즘에 의한 최우추정법으로 추정한 결과이며, () 안은 S.E.를 의미함.

2: 오차항은 이분산성을 고려한 GARCH(1, 1) 형태를 가진다고 가정함.

3: α_0 , α_1 , β_1 은 GARCH 모형의 추정계수를 의미함.

부록 2: 상태공간모형으로 전환된 일반모형의
구조

버블이 포함되지 않은 GARCH(1, 1) 형태의 일반모형을 상태공간모형으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \text{< 추정식 >} \\ & \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta d_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi & (1-\psi) & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta d_{t-1} \\ \varepsilon_t^p \end{bmatrix} \quad (10) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{< 전이식 >} \\ & \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta d_{t-1} \\ \varepsilon_t^p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta d_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1}^p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^d & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & \varepsilon_t^p \end{bmatrix} \quad (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{여기서, } \begin{pmatrix} \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^p \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_d^2 & 0 \\ 0 & h_t \end{bmatrix} \right), \\ & \alpha_1 (\varepsilon_{t-1}^p)^2 + \beta_1 h_{t-1} : GARCH(1,1) \end{aligned}$$