

상한단위근 검정을 사용한 서울 아파트가격 버블의 존재가능성 검정

김명준*, 박성용**

<요약>

본 연구에서는 최근에 Phillips, Wu and Yu (2011)에 의해 제안된 상한ADF(Sup ADF) 검정통계량을 사용하여 서울 및 강북·강남지역 아파트가격에 버블존재 유무를 검정하였다. 상한ADF 검정통계량은 버블의 주기적 꺼짐 현상을 고려한 검정통계량으로 검정력이 다른 일반적인 버블 검정통계량보다 높은 것으로 알려져 있다. 2001년 9월부터 2017년 2월까지 총 186개의 표본수를 가진 월별시계열자료를 이용하여 버블존재여부를 검정한 결과 서울 및 강북·강남지역 아파트가격에 버블이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 고려된 지역의 아파트 가격에 버블이 존재하지 않는다는 결과를 보여준다. 하지만 축차적인 ADF 검정통계량으로 검정해보았을 때 서울 전체 아파트가격과 강남지역 아파트가격은 2005년 5월에 버블이 존재했을 확률이 가장 큰 것으로 나타났으며 강북지역의 아파트 가격은 고려된 전체 표본시간에서 버블의 존재가능성이 나타나지 않았다.

핵심주제어: 서울 아파트 가격, 버블검정, 상한ADF 검정

* (제1저자) 중앙대학교 경제학부, 경제학박사, email : kimiling21@gmail.com

** (교신저자) 중앙대학교 경제학부, 부교수, email : sungpark@cau.ac.kr

I. 서론

1. 연구의 목적 및 배경

지난 30여 년간 우리나라의 주택가격은 꾸준히 상승하였다. 1997-1998년의 외환위기를 큰 폭으로 하락하기도 했었지만 부동산의 평균 가격은 더욱 빠른 속도로 상승하였다. 이후에도 부동산 시장에 거품이 존재한다는 많은 사람들의 인식에 대해 정부의 여러 부동산시장 안정화 정책에 불구하고 가격은 꾸준히 상승해 왔다. 이렇듯 외부적 충격으로 인해 가격이 하락하기도 하였지만 빠른 속도로 부동산 가격은 상승하였다. 1997년의 아시아 외환위기는 사람들의 인식의 변화에 큰 영향을 주기에 충분한 사건이었다.¹⁾ 이후 부동산 가격은 언젠가는 오른다는 인식이 생겨나기 시작했다. 2000년대부터 급격하게 상승한 서울 지역의 아파트가격은 부동산을 자산증식 목적의 수단이라는 인식이 반영된 결과일 수도 있다.

다른 한편으로는 부동산 가격상승은 경제적 기본가치(economic fundamental)가 부동산 시장에 반영된 것 외에 다른 보이지 않는 요소들에 영향을 받은 현상일 수 있다. 지난 30년 동안 우리나라는 빠른 경제 성장을 해왔다. 이에 부동산 시장뿐 아니라 경제 전체의 물가 역시 이를 반영하여 상승해왔다. 여기에 앞서 이야기했던 부동산에 대한 사람들의 인식 및 부동산 가격에 영향을 미치는 다른 사회·경제적 요인들에 의해 부동산가격이 빠르게 상승하였다고 볼 수도 있다.

여기서 우리는 다음과 같은 의문을 제기 할 수 있다. 아파트 가격에 버블이 존재하는가? 즉, 서울지역의 아파트가격이 상승한 것은 부동산의 기본가치 보다 더 높게 상승한 것인지, 혹은 기본가치가 상승한 것이 부동산 가격상승을 선도해왔는지에 대한 답을 얻고자 한다.

부동산 시장에 버블의 존재는 사회적으로 긍정적인 측면과 부정적인

1) 1997년 7월 태국에서 발생한 경제위기는 동아시아 지역으로 퍼져나갔고 그 충격도 컸다. 우리나라를 비롯한 인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 태국은 세계에서 전례가 없을 정도의 빠른 속도로 혼란을 극복하였다. 특히 우리나라는 위기를 극복하려는 정부의 강도 높은 구조조정과 자국민들의 노력을 바탕으로 경제위기를 극복 할 수 있었다.

측면으로 나누어 볼 수 있다. 서울 지역의 아파트 가격 상승요인에서 알 수 있듯이 부동산의 기본가치보다 부동산 가격이 다소 과대평가 되어 있는 경우에는 부동산 경기가 활성화 될 수 있다. 부동산가격의 상승은 경제적으로 소득의 증대효과를 가져 올 수 있다. 즉 부동산 시장은 다른 시장과의 연계성이 높은 특징이 있는데 부동산 가격 상승으로 인해 소득이 증가하고 증가분의 일정부분을 소비하게 된다. 이에 고용이 늘어나고 생산이 증가함 따라 결과적으로 경기를 부양시킬 수 있다. 그동안 정부는 부동산 시장의 이러한 특성을 이용하여 침체한 경기를 부양하기 위한 다양한 부동산 정책들을 사용해 왔다.

다른 한편으로 버블이 경제에 미치는 부정적인 효과는 첫째, 자원배분의 왜곡현상이 나타날 수 있다. 둘째, 부동산 가격이 급격하게 상승하게 되면 고비용구조가 형성될 수 있다. 셋째, 양극화 현상이 심화될 수 있다. 더욱이 부동산 버블이 급격하게 수축함에 따라 부동산의 자산 가격이 빠르게 하락하게 되고 가계, 기업 및 시장 전체에 부정적인 영향을 준다. 이러한 대표적인 예로 일본의 경우 경제성장과 함께 급격하게 팽창하였던 부동산 시장이 1990년대 초 부동산시장이 급격하게 수축을 함에 따라 가계, 기업, 금융부문에 이르기까지 경제전체에 음의 영향을 미쳤다. 또 다른 예로서 2008년 미국에서 발생한 금융위기를 들 수 있는데 2000년 초부터 시작한 미국 부동산시장의 버블과 함께 이를 기초자산으로 한 복잡한 파생상품 등의 급격한 가격 하락으로 미국 경제뿐 아니라 금융부분의 발전과 함께 전 세계 경제에 부정적인 영향을 미쳤다.

하지만 여러 선행연구들에서 지적한 바와 같이 버블은 긍정적인 측면보다는 부정적인 측면이 크다. 부동산 시장의 버블의 존재 여부, 버블의 소멸 시점 등은 한 나라 경제에 큰 영향을 미치기에 정부관계자뿐만 아니라 시장참여자들도 거품의 존재여부에 항상 관심을 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 시계열 자료를 이용한 통계적 검정을 통하여 서울 아파트가격에서 버블의 존재여부 및 출현과 소멸시점에 대한 분석을 하고자 한다.

2. 선행연구 검토

서울 지역의 아파트 가격이 급격하게 상승한 요인으로 김봉한(2004)은 다음 3가지 이유를 주장한다. 첫째, 외환위기 이후 주택공급의 부족에 기인한 주택수급 불균형으로 인해 주택가격의 상승이 나타났다. 둘째, 경기 부양을 목적으로 한 저금리 정책으로 시장의 여유자금이 부동산 시장으로 유입되면서 부동산가격이 상승하였다. 셋째, 정부의 분양가 자율화, 분양권의 전매허용과 같은 규제완화 조치의 시행, 재건축 시장 활성화 등의 부동산 경기 부양정책이 주택가격을 상승시켰다.

이러한 이유로 빠르게 상승한 아파트 가격에 대하여 선행연구들에서는 아파트 가격에 버블이 존재할 수 있음을 주장하고 버블의 존재여부를 검정하였다(오근엽, 김봉한, 김흥기, 2005; 김원희, 강원철, 2012; 류지수, 2016²⁾).

또한 버블의 정의를 어떻게 하느냐에 따라서 버블의 존재유무를 검증하는 다양한 방법이 존재한다. 이에 대해서 아직까지 합의된 정의는 없다. 이에 버블에 대한 정의는 선행연구 마다 다양하게 정의되어지고 있다. 일부 연구에서는 버블을 시장의 기본가치와 실제가격의 차이로 규정하였으며(Garber, 2000; 김봉한, 2004; 오근엽, 김봉한, 김흥기, 2005), 다른 연구에서는 주택가격이 주택에서 발생하는 수익흐름의 현재가치를 상회하는 것으로 정의하였다(Fraser, 2008; Hott, 2008; 김원희, 강원철, 2012).

본 연구에서는 버블에 대한 개념을 현재가치이론(present value theory)을 기반으로 시장가치와 자산가격의 차이를 버블로 정의하였다. 연구에 사용한 자료는 서울 지역의 아파트가격으로 한정하였다. 이는 서울의 아파트 가격이 다른 부동산 가격을 가장 대표할 수 있을 것이라고 기대 되기 때문이다.

버블을 어떻게 정의하느냐에 따라 버블의 존재유무를 검증하는 여러 방법들이 존재한다. 버블의 존재여부를 검정한 선행연구들을 살펴보면

2) 오근엽, 김봉한, 김흥기(2005)는 한국 주요 도시 아파트 가격에 버블의 존재 여부를 상태전환회귀식을 사용하여 검정하였다. 김원희, 강원철(2012)은 현금흐름할인모형을 이용하여 지역별 아파트가격의 버블을 추정하고 버블의 존재 여부를 검정하였다. 류지수(2016)는 1987-2014까지의 분기자료를 이용 서울과 강남지역 아파트 가격에 거품이 존재하는지 여부를 검정하였으며 분석 결과 서울과 강남지역 아파트 가격에 거품이 존재함을 주장한다. 이들 논문들은 분석 기간 및 분석 방법은 서로 상이하였으나 아파트 가격에 버블이 존재함을 주장하였다.

공적분검정(Campbell and Shiller, 1997, 1988; Wang, 2000; 이준희, 2006; 이준희, 송준혁, 2007; 배영균, 2011; 김운영, 2013; 류지수, 2016), 계량분석(Gustav and Daniel, 2002; Garino, 2004), 과대분산검정(Shiller, 1981; LeRoy and Porter, 1987, 최차순, 2010), 상태전환모형(Schaller and Norden, 2002; 김봉환, 2004; 오근엽, 김봉환, 김홍기, 2005) 등이 존재한다. 그 중에서도 Campbell and Shiller(1997, 1988)는 자산 가격을 배당금 흐름의 현재가치의 합으로 나타낸 현재가치모형을 이용하여 고려한 변수들 사이에 공적분 관계를 이용한 분석이다. Shiller(1981)는 실제 주식가격과 추정된 합리적인 주식가격의 과대분산검정(excess variance test)을 하여 주식가격에 버블의 존재 여부를 검정하였다. Garino and Sarno (2004)는 계량방법을 사용하여 영국 주택 가격에 영향을 미치는 1인당실질가처분소득, 이자율, 주택담보대출이자율, 소비지출 등을 이용하여 주택 가격에 버블이 존재하는지 여부를 검정하였다. 이 밖에도 부동산 버블 지수를 구하여 버블의 존재 여부를 추정하는 지표분석법(Case, 2003; 김선진, 2015)이 있다.

이와 같이 버블을 검증하는 다양한 선행연구들이 존재하며 자산의 기본가치를 어떻게 정의하는가에 따라서 또는 어떠한 검증 방법을 사용하느냐에 따라서 버블의 존재 유무가 달라지는 한계가 존재한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 버블을 추정하기 위해 이용할 합리적 버블 모형에 대한 이론 및 버블 검정통계량을 설명하고, 3장에서는 본 연구에서 사용한 자료의 특성 및 각 모형의 추정 결과를 제시한다. 마지막으로 4장에서 결론을 제시한다.

II. 합리적 버블 모형

1. 이론적 모형

합리적인 버블에 대한 개념은 일반적으로 재무학의 근본자산가격은 미래에 기대되는 배당금들의 현재가치들의 합으로 표현된다는 현재가치이

론 (present value theory)에 그 기반을 두고 있다. 거의 대부분의 버블
검정방법은 다음으로 주어지는 무차익거래조건을 통해 설정되고 있다:

$$P_t = \frac{1}{1+R} E_t(P_{t+1} + D_{t+1}), \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

여기서 P_t 는 t 기의 주식가격을 나타내고 D_t 는 기간 $t-1$ 기와 t 기 사
이에 주어지는 배당금을 나타내며 R ($R > 0$)은 할인율을 나타낸다. 위의
 $\langle \text{식 1} \rangle$ 을 Campbell and Shiller (1989)에 따라 로그선형변환을 이용하여
근사시키면 다음의 선형방정식을 얻는다.

$$p_t = \kappa + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - r_{t+1}, \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

여기서 $p_t = \log(P_t)$, $d_t = \log(D_t)$, $r_t = \log(1+R_t)$, $\rho = 1/[1+e^{(\overline{p-r})}]$,
 $(\overline{p-r})$ 은 로그 추가배당률의 평균이고

$$\kappa = -\log(\rho) - (1-\rho)\log\left(\frac{1}{\rho-1}\right).$$

$\langle \text{식 2} \rangle$ 는 1차차분방정식으로 주어지며 이를 반복적으로 풀어 기댓값을
취하면 다음과 같은 추가배당률의 로그선형 근사치로 나타낼 수 있다.

$$p_t - d_t = \frac{\kappa}{1-\rho} + \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i E_t(\Delta d_{t+1+i} - r_{t+1+i}) + \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t(p_{t+i} - d_{t+i}). \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

$\langle \text{식 3} \rangle$ 의 우측은 다음의 두 가지 요소로 분해될 수 있는데,

$$p_t - r_t = f_t + b_t, \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

여기서

$$f_t = \frac{\kappa}{1-\rho} + \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i E_t(\Delta d_{t+1+i} - r_{t+1+i}) \quad \text{<식 5>}$$

는 배당금의 기대증가율로 표현되는 근본적인 요소이며

$$b_t = \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t(p_{t+i} - d_{t+i}) \quad \text{<식 6>}$$

는 일반적으로 합리적 버블이라고 알려진 요소이다. 일반적으로 거시경제학에서 가정되는 조건, $\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t p_{t+i} = 0$ 이면 버블 존재의 가능성은 모형에서 배제된다. 이 경우 주식의 근본가격 (f_t)는 관측되는 주식가격 (p_t)와 동일하게 된다. 하지만 만약 버블을 나타내는 b_t 가 양의 값을 가지게 된다면 경제주체들의 버블에 대한 양의 기대증가율로 말미암아 근본적인 주식가격보다 더 높은 가격을 지불하게 된다. 이는 경제주체들이 차기에 프리미엄이 높아질 것을 예상하기 때문에 기꺼이 더 높은 프리미엄을 지불할 용의가 있을 것이다. 이러한 경제주체의 행동은 합리적 기대 가정에 위배되지 않기에 일반적으로 위의 버블을 합리적 버블이라 부른다. <식 6>을 이용하면 다음과 같은 식을 나타낼 수 있다.

$$E_t(b_{t+1}) = \frac{1}{\rho} b_t = [1 + e^{(p-d)}] b_t, \quad \text{<식 7>}$$

여기서 $[1 + e^{(p-d)}] > 0$ 이다. 따라서 버블이 존재한다면 버블은 서브마팅게일(sub-martingale) 성격을 가지게 된다. <식 4>, <식 5>에서 볼 수 있듯이 $p_t - d_t$ 의 시계열적 특성은 f_t 와 b_t 에 의해 결정되고 f_t 는 다시 Δd_t 와 r_t 에 의해서 결정된다. 만약에 d_t 와 r_t 의 차수가 많아야 일차적분시계열(I(1))이고 $p_t - d_t$ 가 발산적 과정 (explosive process)을 지닌다면 이러한 $p_t - d_t$ 의 발

산적 과정은 가격에 버블이 존재할 때에만 나타나게 된다. 따라서 p_t , d_t 그리고 r_t 가 발산적 과정을 지니는지의 여부가 버블검정의 핵심이 된다.

하지만 p_t , d_t 그리고 r_t 의 시계열 자료를 가지고 이 변수들이 발산적 과정을 따르는가를 전역적(global)으로 살펴보는 것은 한계가 있다. 왜냐하면 이들 시계열 변수들이 어느 기간에만 발산적 과정을 지닐 수 있기 때문이다. 이는 현실의 버블 존재에 대한 관점과 일치한다. 버블은 어느 특정한 시기에 나타나며 또한 일정한 기간이 지난 후 사라지기 때문이다. 이러한 버블 존재의 검정으로 Phillips, Wu and Yu (2011)과 Phillips, Shi and Yu (2015a,b)가 제안한 버블 검정통계량을 사용할 수 있다. 이들이 제시한 버블 검정통계량은 기존의 다른 검정통계량에서 고려하지 못한 중요한 버블의 특징인 “주기적인 꺼짐”(periodically collapsing) 현상을 검정통계량에 반영하였다. 주기적인 꺼짐 현상을 고려함으로써 국지적(locally)으로 버블의 존재를 검정할 수 있다. 또한 이 검정통계량의 검정력이 일반적인 버블검정통계량의 그것보다 높은 것으로 잘 알려져 있다. 또한 버블의 주기적인 커짐이 있을 때의 버블 존재 여부를 검정할 뿐 만 아니라 여기에 축차적인 검정통계량을 이용함으로써 버블의 시작점과 끝점을 추정할 수 있는 장점을 가진다.

2. 주기적 꺼짐을 고려한 버블 검정통계량

기존의 버블 존재에 대한 검정통계량은 일반적인 단위근 검정통계량이나 공적분 검정통계량을 사용하여 버블 존재를 검정하였다. 예를 들어, 버블이 존재할 때 ($b_t \neq 0$) 식 (4)에 따라 p_t 는 d_t 가 정상시계열(I(0)) 혹은 일차적분시계열(I(1))이든 상관없이 발산적 과정을 가진다. 이 경우 Δp_t 역시 발산적 과정을 가지게 됨으로 Diba and Grossman (1988)은 Δp_t 에 대해 단위근 검정을 실시하여 버블존재에 대한 검정을 하였다. 만약 d_t 가 I(1)일 경우에는 Diba and Grossman (1988)은 p_t 와 d_t 의 공적분 관계를 검정함으로써 버블존재를 검정하였다. 이 경우 버블이 존재한다면 p_t 가 발산적 과

정을 따르기 때문에 p_t 와 d_t 는 공적분 관계를 가질 수 없기 때문이다.

본 연구에서 따르는 버블 존재에 대한 검정방법은 Diba and Grossman (1988)이 제안하고 그 이후 많은 연구들에서 사용된 단위근 검정이나 공적분 검정과는 다른 Phillips, Wu and Yu (2011)과 Phillips, Shi and Yu (2015)가 제안한 버블 검정통계량을 사용하였다. 이들이 제시한 버블 검정통계량은 다른 기존의 검정통계량에서 고려하지 못한 중요한 버블의 특징인 “주기적인 꺼짐” (periodically collapsing) 현상을 검정통계량에 반영하였다. 이러한 주기적인 꺼짐 현상을 고려하지 않으면 버블이 국지적(locally)으로 존재함에도 불구하고 버블의 존재를 기각할 수 있어 버블 검정통계량의 검정력이 낮아질 수 있다. 실제로 Phillips, Wu and Yu (2011)는 몬테카를로 시뮬레이션을 통하여 그들이 제안한 검정통계량의 검정력이 기존의 검정통계량 검정력보다 높음을 보였다.

버블존재 여부의 검정을 위해서 시계열변수 x_t 에 대해 통상적으로 알려져 있는 ADF 단위근 검정을 실시할 때 사용되는 다음과 같은 회귀방정식을 고려한다.

$$x_t = \mu_x + \delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^J \phi_j \Delta x_{t-j} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim NID(0, \sigma_x^2), \quad \langle \text{식 } 8 \rangle$$

여기서 NID 는 서로 독립인 정규분포를 의미한다. 일반적인 ADF 단위근 검정은 귀무가설이 $H_0 : \delta = 1$ 이고 대립가설이 $H_1 : \delta < 1$ 인 검정으로 표현된다. 이는 귀무가설이 기각되면 시계열 x_t 는 정상시계열이라는 것이다. 하지만 버블존재를 검정하기 위해서는 시계열 x_t 가 발산하는 시계열이라는 것을 대립가설로 가져야만 한다. 따라서 버블검정을 위한 귀무가설과 대립가설은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$H_0 : \delta = 1$$

$$H_1 : \delta > 1.$$

따라서 위의 검정통계량의 점근적 표분포는 ADF 단위근 검정의 그것과 동일하다. 버블의 주기적인 꺼짐을 고려하기 위해 위 <식 8>의 회귀방정식을 순차적으로 증가하는 표본수를 사용하여 추정하고자 한다. 최초에 $\tau_0 = [T r_0]$ 의 표본수를 가지고 회귀방정식을 추정한다 (T 는 전체 표본수이며 $[]$ 는 괄호안의 수의 정수를 나타내며 r_0 는 0과 1사이의 상수이다). 그리고 τ_0 보다 하나씩 순차적으로 표본수($\tau = [Tr]$, $r_0 \leq r \leq 1$)를 증가시키면서 <식 8>의 회귀방정식을 추정한다. 귀무가설 하에 t-검정 통계량으로 나타내지는 ADF_r 은 $T \rightarrow \infty$ 일 때 다음의 확률과정으로 수렴한다.

$$ADF_r \Rightarrow \frac{\int_0^r \tilde{W} dW}{\left(\int_0^r \tilde{W}^2 \right)^{1/2}},$$

그리고

$$\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_r \Rightarrow \sup_{r \in [r_0, 1]} \frac{\int_0^r \tilde{W} dW}{\left(\int_0^r \tilde{W}^2 \right)^{1/2}},$$

여기서 W 는 표준브라운모션이고 $\tilde{W}(r) = W(r) - (1/r) \int_0^1 W$ 는 평균이 제거된 브라운모션이다. 검정통계량 $\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_r$ 을 사용하여 버블의 주기적인 커짐이 있을 때 버블존재여부를 검정할 수 있다. 하지만 위의 검정통계량으로는 버블의 존재여부를 검정할 뿐 버블의 시작점과 끝점을 알 수 없다. 이러한 버블의 시작점과 끝점을 추정하기 위해서는 축차적인 검정통계량 ADF_r ($r \in [r_0, 1]$)을 일반적인 ADF 검정통계량의 점근분

포의 우측꼬리 임계치와 비교하여 추정할 수 있다. 만약 r_e 와 r_f 가 각각 버블의 시작점과 끝점이라면

$$\hat{r}_e = \inf_{s \geq r_0} \{s : ADF_s > cv_{\beta_n}^{adf}(s)\}, \hat{r}_f = \inf_{s \geq \hat{r}_e} \{s : ADF_s < cv_{\beta_n}^{adf}(s)\}$$

를 이용하여 일치추정량을 얻을 수 있으며 여기서 $cv_{\beta_n}^{adf}(s)$ 는 유의수준 β_n 에서 ADF_s 의 우측꼬리 임계치를 나타낸다.

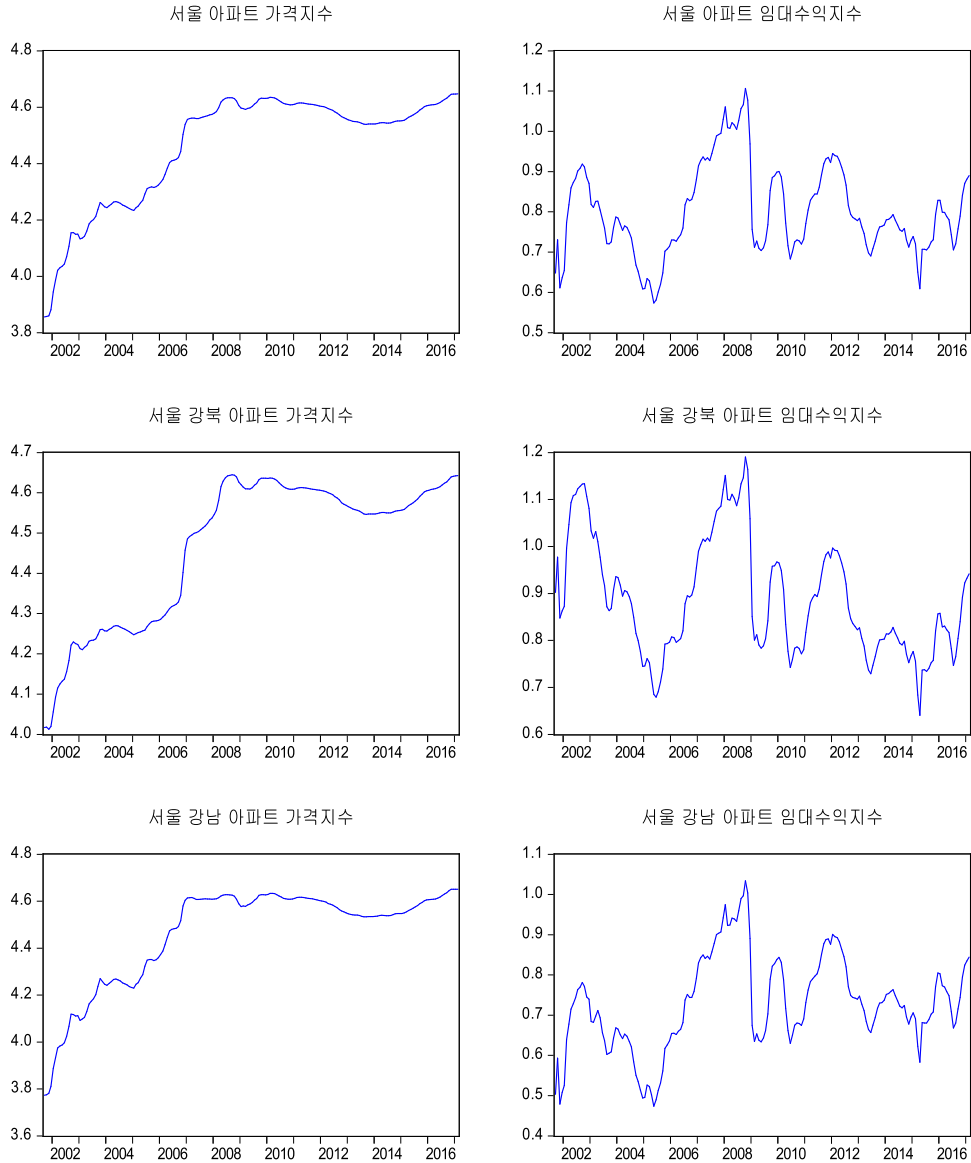
III. 실증분석

1. 분석자료

서울 아파트가격에 버블이 존재하는가를 검정하기 위해 본 연구에서는 크게 서울시의 아파트 그리고 세부적으로 강북지역과 강남지역 아파트가격을 고려하였다.

서울의 실제 아파트가격에 대한 시계열변수로서 아파트매매가격지수 (P_t)를 사용하였다. 또한 서울 아파트의 기본가치(D_t)를 구하기 위해서는 임대료와 같은 현금흐름 자료가 있어야 한다. 현재 공식적인 임대료 자료는 발표되지 않고 있기 때문에 본 연구에서는 아파트전세가격지수에 주택담보대출금리를 곱하여 아파트임대수익을 산출해 이를 서울 아파트의 기본가치로 사용하였다. 하지만 아파트전세가격지수는 일반적인 지수 시계열 자료로 주어지지 않기 때문에 아파트매매가격지수 대비로 표현될 수 없기에 본 연구에서는 아파트매매가격지수에 아파트매매가격 대비 전세가격의 비율을 곱하여 아파트전세가격지수를 취득하였다.

<그림 1> 로그변환한 아파트매매가격지수 및 임대수익지수



모든 자료는 월별시계열자료로 2001년 9월부터 2017년 2월까지 총 186개의 표본수를 가지며 국민은행에서 공시하는 자료를 사용하였다. 물론 위와 같이 산출한 아파트임대수익을 아파트 소유의 기본치의 대리변수로 사용한다는 것이 한계를 지닌다. 아파트 소유에서 발생할 수 있는

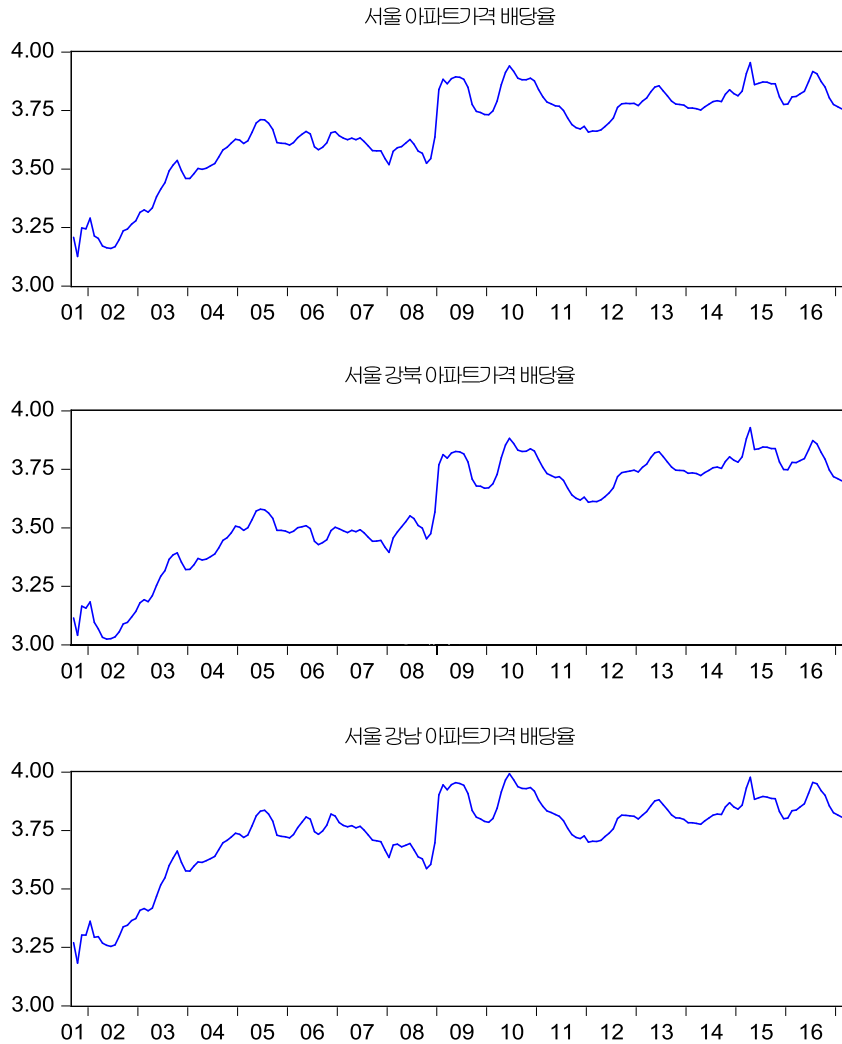
주거 형태 중 수익추정이 가장 간단한 전세를 고려한다고 해도 전세를 어떻게 보느냐에 따라 임대수익의 추정이 달라지기 때문이다.³⁾ 본 연구의 분석은 아파트 고유의 기본가치에 대한 추정치들을 비교하고 그 중 더 좋은 추정치를 어떻게 구해야하는가에 목적을 두지 않고 실제 아파트가격과 기본가치가 과연 국지적으로 발산적 시계열의 성격을 지니는지를 검정하여 서울 아파트가격에 버블이 존재하는가를 검정하는 데 있다.⁴⁾

<그림 1>은 로그 변환한 아파트매매가격지수와 임대수익지수를 보여주고 있다. 변수에 자연로그를 취하여 사용하는 것은 로그 변환된 변수들의 분산이 작아져 향후 행하는 여러 검정들의 검정력을 증대시킬 수 있기 때문이다. 아파트매매가격지수는 2002년부터 급격하게 상승하기 시작하여 2004년 즈음에 잠시 정체하였다가 다시 놀라가는 추세를 보이고 있으며 2010년에 들어 그 증가추세가 줄어들다가 아주 최근에 다시 상승하는 추세를 보이고 있다. 추세를 고려하였을 때 서울, 강북지역 및 강남 지역의 아파트매매가격은 크게 차이를 보이지 않음을 알 수 있다. 아파트 임대수익지수 역시 각 시계열이 큰 차이는 보이고 있지 않지만 아파트 임대수익의 경우 아파트매매가격지수와는 다르게 일정한 증가율을 가지고 있지는 않은 것으로 보인다. 또한 아파트 임대수익지수는 아파트매매가격지수와 변동방향은 아주 비슷한 형태를 보인다. 이는 2002년과 2006년에 급격히 증가하고 2009년부터는 큰 변동을 보이지 않는 것으로 보인다.

3) 김원희 · 강원철 (2012)은 아파트로부터 수익이 발생할 수 있는 주거형태를 전세, 보증부월세, 사글세 등으로 분류할 수 있고 사실상 보증부월세, 월세, 사글세 등은 자료가 미비하여 수익추정이 어려워 전세금에 주택담보대출금리를 이용해 임대수익을 추정하고 있다.

4) 심사자의 심사의견에 제시된 한국감정원의 월세가격지수를 사용하는 것이 더 합리적이거나 월세가격지수의 경우 2015년 6월부터 월별자료의 취합이 가능하고 (구)월세가격동향조사에서는 2010년 6월부터 2015년까지의 월별자료를 취합할 수 있어 시계열 표본수가 충분하지 않다. 하지만 본 연구에서 사용되는 서울 아파트의 기본가치 산정방법에 있어서는 한계가 있으며 충분한 월세가격지수 자료로 분석하는 것이 더 타당하다.

<그림 2> 서울 아파트가격배당율 <로그변환>



<그림 2>는 아파트가격배당율의 시간별 추이를 나타내는데 아파트가격배당율은 로그 변환된 아파트매매가격지수에서 로그 변환하다 아파트 임대수익지수를 뺀 값을 나타낸다. 서울, 강북지역 및 강남지역의 아파트가격배당율은 아주 비슷한 추세를 가지고 서서히 증가하는 형태를 보인다.

<표 1>는 각 시계열변수들의 기초통계량을 나타낸다. Jarque-Bera 정

규정 검정결과가 보여주듯 각 변수들은 정규분포의 형태를 지니지 않으며 Q-통계량으로 보았을 때 시계열상관이 있는 것으로 보인다.

<표 1> 변수들의 기초통계량

	서울 : RRI	강북 : RRI	강남 : RRI	서울 : API	강북 : API	강남 : API	서울: API-RRI	강남 : API-RRI	강북 : API-RRI
평균	0.800	0.888	0.729	4.463	4.467	4.465	3.663	3.580	3.735
표준편차	0.111	0.124	0.117	0.199	0.178	0.212	0.193	0.227	0.175
왜도	0.462	0.540	0.120	-1.237	-0.829	-1.447	-0.989	-0.752	-1.328
첨도	2.787	2.346	2.840	3.515	2.273	4.221	3.401	2.728	4.314
Jarque- Bera	6.975	12.339	0.646	49.455	25.372	76.430	31.571	18.113	68.052
(p-value)	(0.031)	(0.002)	(0.724)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Q (12)	728.950	891.780	777.770	1573.700	1709.000	1501.300	1395.700	1560.500	1226.800
(p-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Q (12)	546.290	441.400	504.150	746.650	820.100	725.100	1049.600	1087.800	1008.500
(p-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ARCH LM	148.881	150.598	149.331	183.095	182.912	183.021	172.038	173.543	171.470
(p-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

주) RRI와 API는 임대수익률지수와 아파트매매가격지수 각각 나타냄.
Jarque-Bera statistics는 정규분포 여부를 판단하는 통계량임.

<표 2> 단위근 검정결과

	ADF	DF-GLS	MZa	MZt	MSB	MPT
서울 : 임대수익지수	-3.129**	-2.060**	-8.719***	-1.996**	0.229**	3.169**
강북 : 임대수익지수	-2.947**	-2.972***	-16.803***	-2.894***	0.172***	1.476***
강남 : 임대수익지수	-2.943**	-1.430	-4.608	-1.381	0.300	5.600
서울 : 아파트가격지수	-4.648***	0.859	0.618	0.949	1.535	142.776
강북 : 아파트가격지수	-3.400**	0.908	0.685	1.024	1.495	137.814
강남 : 아파트가격지수	-4.314***	0.518	0.470	0.583	1.242	92.661
서울 : 아파트가격지수- 임대수익지수	-2.099	-0.364	-0.569	-0.369	0.649	24.261
강남 : 아파트가격지수- 임대수익지수	-1.738	-0.303	-0.452	-0.306	0.676	26.506
강북 : 아파트가격지수- 임대수익지수	-2.473	-0.413	-0.661	-0.419	0.634	22.960

주) ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타냄. Augmented Dickey-Fuller (ADF) 단위근 검정 통계량의 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 -3.466, -2.877, -2.575임. DF-GLS 단위근 검정 통계량의 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 -2.578, -1.943, -1.616임. Ng-Perron의 MZa, MZt, MSB, MPT 단위근 검정 통계량의 임계값은 다음과 같음: MZa 검정 통계량의 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 -13.800, -8.100, -5.700임 : MZa 검정 통계량의 1%, 5%, 10% 유의수준에서 임계값은 각각 -2.580, -1.980, -1.620임 : MSB 검정 통계량의 1%, 5%, 10% 유의수준에서 임계값은 각각 0.174, 0.233, 0.275임 : MPT 검정 통계량의 1%, 5%, 10% 유의수준에서 임계값은 각각 1.780, 3.170, 4.450임.

각 변수들의 정상성 특성을 검정하기 위해 각 시계열 변수들에 대해 세 가지 단위근 검정을 실시하였고 그 결과는 <표 2>에 요약되어 있다. 먼저 ADF 검정통계량으로 검정을 실시하였을 때는 아파트가격배당율을 제외한 모든 시계열에 대해 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하였다. 하지만 소표본에서 ADF검정보다 더 큰 검정력을 가지는 DF-GLS와 Ng-Perron 검정을 실시하였을 때는 서울과 강북지역의 임대수익지수만이 단위근을 가진다는 귀

무가설을 기각하였다. 한 가지 흥미로운 사실은 아파트가격배당을 시계열은 모든 세 가지 단위근 검정이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하지 못하여 아파트가격배당에는 단위근이 존재하고 있음을 검정결과로 알 수 있다.

2. 버블존재 유무의 검정.

1장의 <식 4>와 <식 5>에서 볼 수 있듯이 만약에 d_t 와 r_t 의 차수가 많아야 일차적분시계열(I(1))이고 $p_t - d_t$ 가 발산적 과정 (explosive process)을 지닌다면 이러한 $p_t - d_t$ 의 발산적 과정은 가격에 버블이 존재할 때에만 나타나게 된다. 여기서 $r_t = \log(1 + R_t)$ 로 주어지기 때문에 로그 변환한 할인율은 그 적분차수가 많아야 1이라고 가정하고 앞선 단위근 검정에서 보았듯이 로그변환 임대수익지수는 I(0) 또는 I(1) 과정이라는 것이 밝혀졌다. 따라서 단위근 검정에서 따라서 아파트가격배당인 $p_t - d_t$ 가 발산적 과정을 지니는지의 여부가 버블 유무를 검정하는 핵심이다.

각 변수, 아파트매매가격지수 (p_t), 임대가격지수 (d_t) 그리고 아파트가격배당을 ($p_t - d_t$)이 발산적 과정을 가는가를 검정한 결과가 <표 3>에 요약되어 있다.

<표 3>에서 첫 번째 열은 귀무가설이 시계열이 단위근을 가진다고 대립가설이 시계열이 발산과정을 가진다는 ADF 검정통계값을 나타낸다. 결과에서 보면 알 수 있듯이 고려되는 모든 시계열이 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 있지 못함을 알 수 있다. 따라서 ADF 검정통계값으로 본다면 서울 및 강남·강북지역의 아파트가격에 버블이 존재하고 있지 않음을 알 수 있다. 하지만 이와 같은 단위근 검정은 버블의 주기적인 꺼짐을 고려하고 있지 않다. III-2절에서 고려한 상한단위근 검정을 실시한 결과가 <표 3>의 두 번째 열에 나타나있다. 서울 및 강남·강남지역의 아파트가격배당($p_t - d_t$)에 대한 상한ADF 검정통계값은 각각 0.202, -0.041 그리고 0.054로서 10% 유의수준 하 임계값인 1.034보다 작아 아파트가격배당이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 따라서 아파트가격의 주기적으로 커짐을 고려한다고 하여도 고려된 아파트 가격이 버블을 가지지 않는다는 것을 알 수 있다.

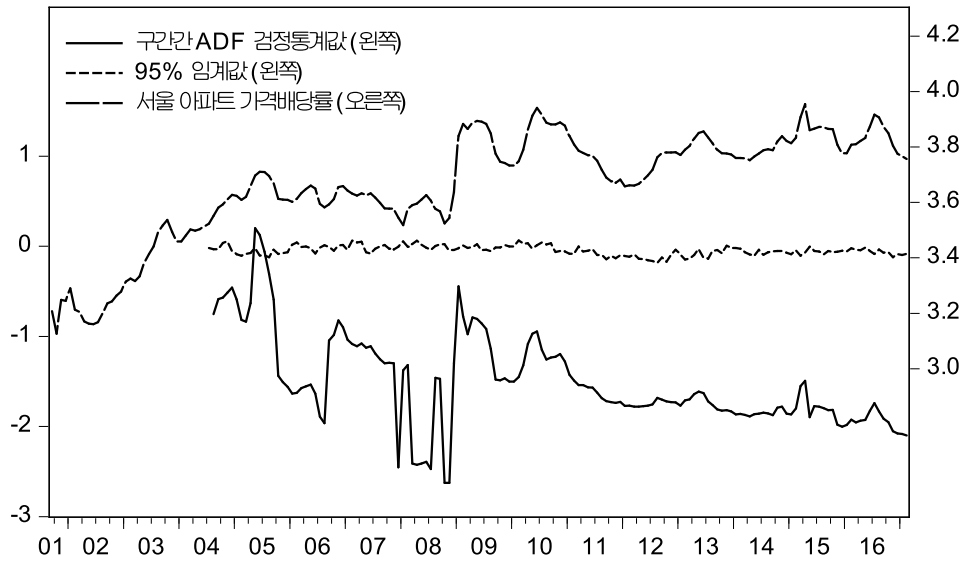
<표 3> 서울지역 아파트가격의 버블존재 검정 결과

	ADF	SADF	최대 시점
서울 아파트가격			
p_t	-4.648	-1.521	2006년 11월
d_t	-3.129	-0.125	2008년 10월
$p_t - d_t$	-2.100	0.202	2005년 5월
서울 강북 아파트가격			
p_t	-3.400	-0.120	2008년 4월
d_t	-2.947	-0.237	2005년 5월
$p_t - d_t$	-1.738	-0.041	2009년 1월
서울 강남 아파트가격			
p_t	-4.930	-1.352	2006년 12월
d_t	-2.943	0.146	2008년 10월
$p_t - d_t$	-2.473	0.054	2005년 5월
임계값			
0.99	0.725	1.884	
0.95	-0.084	1.280	
0.90	-0.458	1.034	

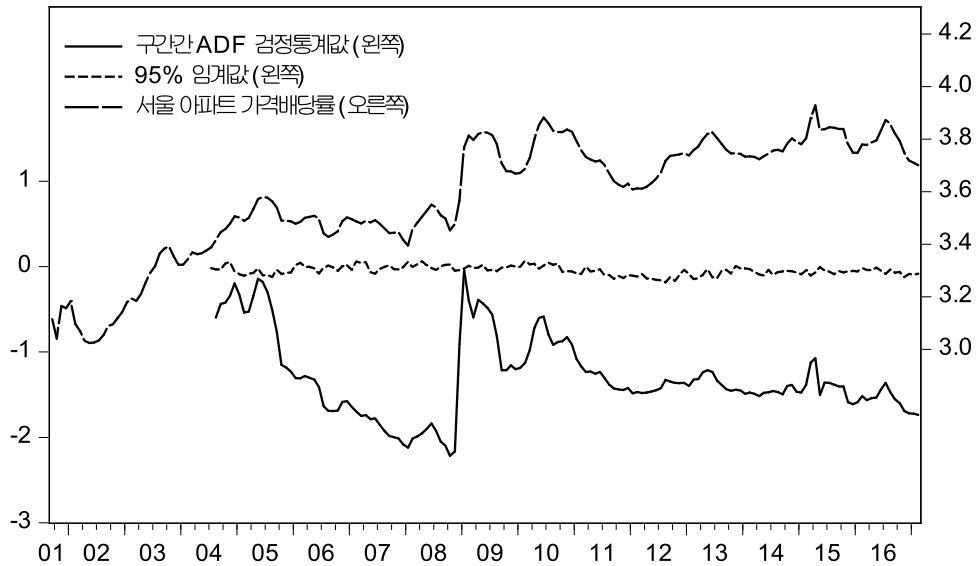
주) p_t 와 d_t , $p_t - d_t$ 는 아파트매매가격지수, 임대가격지수 그리고 아파트가격배당율을 각각 의미한다.

상한ADF 검정통계량은 버블의 주기적인 커짐이 있을 때 버블존재여부를 검정할 수 있지만 이 검정통계량으로는 버블의 존재여부를 검정할 뿐 버블의 시작점과 끝점을 알 수 없다. 일단 버블이 존재하지 않는다고 하더라도 축차적인 검정통계량 ADF_r ($r \in [r_0, 1]$)을 일반적인 ADF 검정통계량의 점근분포의 우측꼬리 임계치와 비교하여 어느 시기에 서울 아파트 가격에 버블이 존재했을 확률이 큰가를 알아 볼 수 있다.

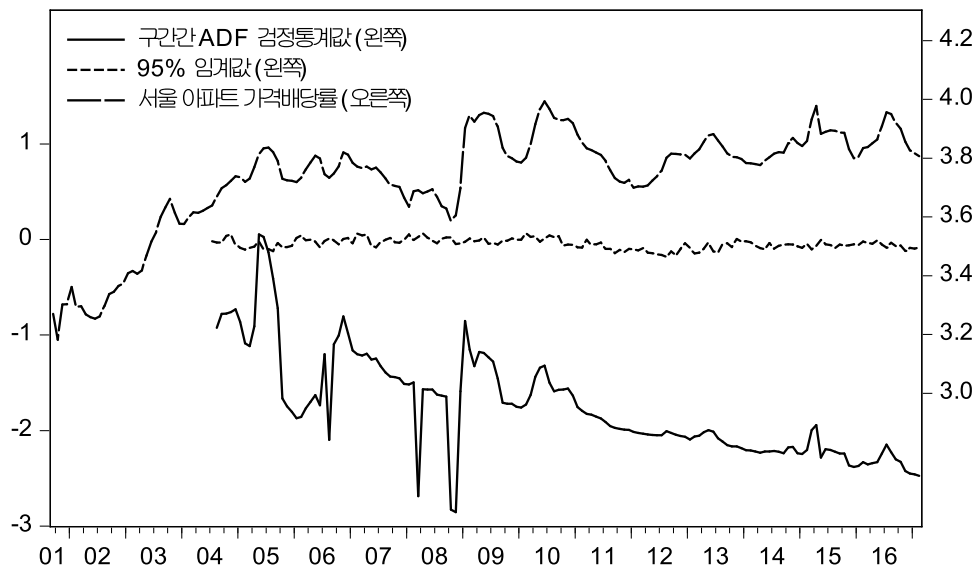
<그림 3> 상한단위근 검정결과: 서울 아파트가격배당율
SADF 검정결과: 서울 아파트 가격배당률



<그림 4> 상한단위근 검정결과: 서울 강북지역 아파트가격배당율
SADF 검정결과: 서울 강북 아파트 가격배당률



<그림 5> 상한단위근 검정결과: 서울 강남지역 아파트가격배당율
SADF 검정결과: 서울 강남 아파트 가격배당률



<그림 3> - <그림 5>는 차례로 서울전역, 강남지역 그리고 강북지역 아파트가격배당율에 대한 축차적인 ADF_r 검정통계값과 각 r 에 대해 시플레이션으로 구한 소표본에서 검정통계량의 유의수준 5%에서 임계값을 나타낸 그림이다. 그림에서 왼편의 축은 각 구간(r)에서 ADF_r 의 검정통계값을 나타내고 오른편의 축은 로그 변환하다 가격배당률을 나타낸다. 비록 상한ADF검정에서 서울아파트가격에 버블이 존재하지 않는다는 결론이 나왔지만 <그림 3>에서 2005년 5월에 ADF_r 의 값이 가장 크며 또한 그 검정통계값이 유의수준 5%에서의 임계값보다 더 큰 것을 알 수 있다. 이는 2005년 5월에 서울 아파트가격에 버블이 발생했을 확률이 가장 크다는 것을 의미한다.

서울 아파트가격배당율에 대한 ADF_r 검정결과와 같이 <그림 4>는 서울 강북지역의 아파트가격배당율에 대한 축차적인 ADF_r 검정통계값이 나타나있다. 그림에서 보는 것과 같이 강북지역의 경우 ADF_r 의 값이 유의수준 5%에서의 임계값보다 큰 구간은 없는 것으로 나타났다. 이는 강

북지역에는 아파트가격의 버블의 가능성이 크지 않았음을 의미한다. <그림 5>는 서울 강남지역의 아파트가격배당율에 대한 축차적인 ADF_r 검정통계값이 나타나있는데 ADF_r 의 값은 서울의 그것과 아주 유사하며 이는 2005년 5월에 서울 강남지역의 아파트가격에 버블이 발생했을 확률이 크다는 것을 의미한다.

이와 같이 2005년에 서울 아파트가격과 서울 강남지역 아파트가격에 버블이 발생했을 확률이 큰 이유로는 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 서울 아파트 임대수익지수가 2002년부터 급격히 떨어지기 시작하여 2005년에 저점에 도달하는데 반해 2005년의 서울 아파트 가격지수는 증가하는 추세를 지니고 있는 현상에 기인한다고 볼 수 있다.

부동산 가격상승은 경제적 기본가치가 부동산 시장에 반영된 것 외에 다른 보이지 않는 요소들에 영향을 받은 현상일 수 있다. 우리나라는 빠른 경제성장을 해왔으며 경제의 전반적인 물가상승이 반영되어 부동산 가격이 상승했다고 볼 수 있다. 이와 함께 보이지 않는 여러 사회경제적 요인들로 인해 부동산 가격이 상승하는 국면이 있었을 가능성을 위의 결과는 보여준다고 볼 수 있다.

IV. 결론

서울지역 아파트가격에 버블이 존재한다는 논의는 오래전부터 있어왔다. 그런 논의에 발맞춰 그 동안 적지 않은 버블검정을 위한 실증연구들이 있어왔지만 그 실증결과들은 고려하는 기간, 아파트의 기본가치 계산 그리고 검정모형에 따라 상이하였다. 본 연구에서는 최근에 Phillips, Wu and Yu (2011)에 의해서 고안된 상한ADF(Sup ADF) 검정통계량을 사용하여 서울 및 강북·강남지역 아파트가격에 버블존재 유무를 검정하였다. 상한ADF 검정통계량은 다른 버블검정통계량과는 다르게 아파트가격의 버블의 주기적인 꺼짐(periodically collapsing)현상을 고려한 검정통계량이다. 따라서 통상적으로 사용되는 검정통계량보다 검정력이 높다고 알려져 있다.

본 연구에서는 2001년 9월부터 2017년 2월까지 총 186개의 표본수를 가진 월별시계열자료를 이용하여 서울지역과 더 세부적으로는 강북지역 그리고 강남지역의 아파트 가격에 버블존재여부를 검정하였다. 추정된 상한ADF 검정통계값은 서울 및 강북·강남지역 아파트가격에 버블이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 고려된 지역의 아파트 가격에 버블이 존재하지 않는다는 결과를 보여준다. 하지만 축차적인 ADF_t 검정통계량으로 검정해보았을 때 서울 전체 아파트가격과 강남지역 아파트가격은 2005년 5월에 버블이 존재했을 확률이 가장 큰 것으로 나타났으며 강북지역의 아파트 가격은 고려된 전체 표본시간에서 버블의 존재가능성이 나타나지 않았다. 이는 부동산 가격상승이 부동산 기본가치보다 더 크게 증가한 기간이 있었다는 관점을 배제할 수 없는 결과이다. 보이지 않는 여러 사회·경제적 요인들로 인해 부동산 가격이 상승하는 국면이 있었을 수도 있다는 것을 보여준다.

본 연구는 아파트전세가격지수에 주택담보대출금리를 곱하여 아파트임대수익을 산출해 이를 간단히 서울 아파트의 기본가치로 계산을 하였기에 자료상의 한계를 지닌다. 아파트가격배당율이 발산과정을 가지는 여부가 버블검정의 핵심이므로 좀 더 정교화된 서울 아파트 기본가치를 추정할 필요가 있다. 아파트매매가격에 버블이 존재하느냐의 질문은 아파트매매가격이 얼마나 빨리 그 기본가치로부터 발산하는가의 여부인데 반해 현 시점에서 전세가격지수의 급격한 상승으로 인해 버블이 존재함에도 불구하고 통계적으로 버블이 존재하지 않는다는 결론을 가지는 것을 배제할 수 없다. 따라서 아파트 가격의 기본가치 추정에 대한 명확한 연구가 추후 버블검정과 그에 대한 부동산 정책을 설정하기 위해 절실히 필요하다.

논문접수일	2017.04.26.
논문심사일	2017.05.17.
게재확정일	2017.06.05.

참고문헌

- 김봉한, 2004, “부동산가격 버블의 존재 검정 : 상태전환회귀식의 활용”, 주택연구, 21권 1호, pp.71-96
- 김선진, 2015, “중국 부동산버블 추정에 관한 실증연구 : 중국 30개 성·시를 중심으로”, 동북아경제연구, 27권 1호, pp.119-151
- 김윤영, 2013, “한국 주택가격 변동은 펀더멘탈에 의해 주도되고 있는가?”, 경제학연구, 61권 4호, pp.117-148
- 김원희, 강원철, 2012, “부동산 버블 측정에 관한 연구 : 아파트를 중심으로”, 지역연구, 28권 2호, pp.129-142
- 류지수, 2016, “Testing price bubbles of apartment markets: a case of apartments in Seoul city and Gangnam district”, 산업경제연구, 29권 3호, pp.1023-1042
- 배영균, 2011, “공적분검정을 통한 서울지역 아파트가격 거품 검정”, 세무회계연구, 28권, pp.89-113
- 오근엽, 김봉한, 김흥기, 2005, “한국 주요 도시 아파트 가격의 버블 존재 검증 및 추정”, 경제연구, 23권 3호, pp.105-131
- 이준희, 2006, “주택가격의 거품여부에 대한 평가”, 금융경제연구, 248권, pp.1-33
- 이준희, 송준혁, 2007, “자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석”, 한국개발연구, 29권 1권, pp. 113-136
- 최차순, 2010, “주택가격 거품유무에 관한 연구”, 대한부동산학회지, 28권 1호, pp.195-217
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1987, “Cointegration and tests of present value models”, *The Journal of Political Economy*, 95(5), pp.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), pp.195-228

-
- Case, K. E. and R. J. Shiller, 2003, “Is there a bubble in the housing market?”, *Brookings papers on Economic Activity*, 2, pp. 299–362
 - Fraser, P., M., Hoesli, and L. McAlevey, 2008, “House prices and bubbles in New Zealand”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 37(1), pp.71–91
 - Garber, P. 2000, *Famous First Bubbles*, MIT press
 - Garino, G. and L. Sarno, 2004, “Speculative bubbles in UK house prices: Some new evidence”, *Southern Economic Journal*, 70(4), pp.777–795
 - Gustav. D. J. and T. W. Daniel, 2002, “The dynamics of metropolitan housing prices”, *Journal of Real Estate Research*, 23(1–2), pp.29–45
 - Hott, C. and P. Monnin, 2008, “Fundamental real estate prices: an empirical estimation with international data”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 36(4), pp. 427–450
 - LeRoy, S. F., and R. D. Porter, 1981, “The present–value relation: tests based on implied variance bounds”, *Econometrica*, 49(3), pp. 555–574
 - Phillips P. C. B., Y. Wu,, and J. Yu, 2011, “Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: when did exuberance escalate asset values?”, *International Economic Review*, 52(1), pp.201–226
 - Phillips P. C. B., S. Shi,, and J. Yu, 2015a, “Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500”, *International Economic Review*, 56(4), pp.1043–1077
 - Phillips P. C. B., S. Shi,, and J. Yu, 2015b, “Testing for multiple bubble: limit theory of real–time detectors”, *International Economic Review*, 56(4), pp.1079–1133
 - Schaller, H. and S. V. Norden, 2002, “Fads or bubbles?”, *Empirical*

Economics, 27(2), pp.335-362

- Shiller, R. J., 1981, “Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?”, *American Economic Review*, 71(3), pp.421-436
- Wang, P., 2000, “Market efficiency and rationality in property investment”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21(2), pp.185-201

Testing for a Housing Bubble at Seoul using the Sup ADF Test

Myeong Jun Kim*, Sung Y. Park**

<Abstract>

This paper tests for Seoul apartment price bubble using the supremum ADF test proposed by Phillips, Wu and Yu (2011). This test statistics is well known to be very powerful and takes care of the periodically collapsing characteristics of the bubble that is one of the main stylized facts. Using the monthly data from Sep. 2001 to Feb. 2017 with 186 observation it is found that there is no bubble in Seoul apartment price. However, the recursive ADF tests show that there might exist a bubble with high probability for the apartment price in Gangnam area around May 2005.

Keywords: Seoul apartment price, Bubble test, Sup ADF test

* (first author) School of Economics, Chung-Ang University, Researcher, email : kimiling21@gmail.com

** (corresponding author) School of Economics, Chung-Ang University, Associate Professor, email : sungpark@cau.ac.kr