

주택 전세-매매가격 비율에 반영된 미래자본이득 기대형성 메카니즘*

Capital Gains Expectation Embedded in Rent to House Price Ratios

손재영 (Son, Jaeyoung)**

이준용 (Lee, Junyong)***

유주연 (Yoo, Jooyeon)****

< Abstract >

Investment, tenure choice, and other decisions related to houses largely depend on expectation on future price movement. However, few studies have investigated the nature of expectation formation since the test on market efficiency usually cannot be separated from the test on expectation formation.

Unique quality of Seoul apartment market allows us to assume that the market is efficient. From the market equilibrium condition and employing CAPM, we construct series of expected required rate of returns from the apartment investment for each of 2,458 apartments. Then the part of return due to the expected capital gains is calculated, and compared with actual capital gains. We test whether various expectation hypotheses proposed in the literature can explain the relationship between the expected and the actual capital gains. The result shows that a particular version of the rational expectation hypothesis can explain the relationship for the majority of the apartments. No other hypotheses can be expectation formation mechanism for any meaningful number of apartments.

주 제 어 : 전세-매매가격 비율, 기대형성, 기대가설, 자본자산가격결정모형, 자본이득수익률

Keywords : Chonsei to Sale Price Ratio, Expectation Formation, Expectation Hypothesis, CAPM(Capital Asset Pricing Model), Return from Capital Gain

* 이 논문은 2010년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2010-327-B00136).

** 건국대학교 부동산학과 교수, jyson@konkuk.ac.kr (주저자)

*** 한국개발연구원 실물자산연구팀 연구원, jylee@kdi.re.kr

**** 건국대학교 부동산도시연구원 전임연구원, jooyyoo@korea.com

I. 서론

주택은 내구소비재일 뿐 아니라 자산이며, 자산적 특성이 주택의 개발, 건설, 취득, 보유, 처분 등 모든 측면에 영향을 미친다. 특히 자산가치의 증감, 즉 자본이득의 향배가 중요한데, 미래가 불확실한 상황에서는 시장 참여자들이 자본이득에 대한 기대를 형성하고 이 기대에 따라 행동한다.

주택의 미래 가격동향 또는 자본이득에 대한 기대가 주택시장을 움직이는 중요한 요인이지만, 그러한 기대가 어떻게 형성되는가에 대한 실증적 연구들은 많지 않다. 그 이유는 대개의 경우 기대형성에 대한 검증이 시장의 효율성 검증과 분리될 수 없기 때문이다. Campbell and Shiller (1988), Mankiw and Weil(1989), Case and Shiller (1989, 1990), Meese and Wallace(1994), Clayton (1996, 1997) 등이 주택가격 기대형성에 관한 가설과 시장의 효율성에 대한 가설을¹⁾ 포함하는 결합가설을 기각하는데, 그 결과가 시장 효율성 가설의 기각인지, 기대형성 가설의 기각인지, 아니면 양자 모두의 기각인지를 구분하지 못한다. 이 때문에 시장 효율성과 기대형성의 결합가설을 기각하면, 더 이상 기대형성에 대한 추가적인 연구를 진행할 수 없게 된다.

김종일·송의영·이우현(1998), 손재영(2000), 이용만(2000, 2002), 이창무·정의철·이현석(2002), 임재만(2004, 2006), 홍기석(2009) 등 주택의 매매가격과 전세가격의 관계를 연구하는 국내 논문들

도 유사한 문제에 직면한다. 시장 효율성과 기대형성의 결합가설이라는 틀을 벗어나지 않으면 주택가격 기대형성 문제를 심도 있게 다루는 것이 불가능하다.

본 연구는 한국 아파트 시장의 독특한 특성에 주목하는 한편 Hwang et al(2006)의 연구결과에 의존하여 시장이 충분히 효율적이라고 전제한다. 이 가정 하에 주택 전세·매매가 비율에 내재되어 있는 자본이득에 대한 기대를 도출한 후, 자본이득에 대한 기대치와 실제 자본이득을 비교하여 어떤 기대형성 메커니즘이 작용하고 있는가를 검증하고자 한다. 본 연구와 같이 미래 주택가격에 대한 기대치를 실제로 추정하고 기대형성 메커니즘을 연구한 예는 Muth(1986), Hui and Lui (2002), 그리고 최영걸·이창무·최막중(2004) 외에는 찾기 힘들다. 이들 선행연구는 시장과 자료의 특성, 미래 가격 기대치의 추정, 그리고 검증의 각 단계에서 개선의 여지가 있다.

Muth(1986)는 이 논문의 식 (1)과 같은 균형조건에서 출발하여 임대료/매매가 비율에 내재된 자본이득 수익률을 도출하였다. 이 과정에서 감가상각, 유지보수, 재산세 등 주택투자에 수반되는 비용을 자의적으로 정하였으며, 임대료/매매가 비율도 분자, 분모에 전국 지수를 각각 차용하여 대입하였다. 이렇게 지수를 활용하여 임대료/매매가 비율을 산정하면 분자, 분모가 전혀 다른 주택의 임대료와 매매가를 나타낼 수 있다. 보다 중요한 문제는 이 논문이 다루고 있는 시장에서 식 (1)과 같은 균형식이 성립한다고 볼 근

1) 시장 효율성에 대한 가설을 보다 정확히 표현하면 주택시장을 포함하는 자본시장의 균형조건이 성립된다는 가설이다. 시장이 효율적이어서 매기 시장이 균형조건을 충족한다. 그러나 시장이 효율적이라 하더라도 균형조건이 잘못 설정(specify)되었다면 균형조건이 기각될 수 있다. 따라서 시장 효율성과 시장의 균형은 정확히 같은 개념이 아니지만, 문헌의 관례에 따라 여기서도 시장 효율성의 가설이라고 표현한다.

거에 대해서는 검토가 없다는 것이다.

Hui and Lui(2002)는 주택시장의 균형식을 통해 합리적 기대가격식을 도출하였으며, 합리적 기대가격을 기대가격식의 추정 기대가격으로 대용(proxy)하여 사용하였다. 기대가격을 추정하는 과정에서 기대가격은 가정된 여러 주택수급 요인들에 의해 결정되는데 어떠한 요인들이 포함되느냐에 따라 그 결과가 달라질 것이다. 즉, 연구자의 주관적인 견해를 최대한 배제하기 위해 일정한 경제이론을 바탕으로 주택의 수급균형식이 세워져야 하지만 그에 대한 논의는 이루어지지 않았다.

최영걸·이창무·최막중(2004)은 합리적 기대가설과 적응적 기대가설 하에 미래 주택가격 기대치를 구하고, 각각의 기대치와 실제 가격간의 관계를 검토하였다. 이를 위해 실제 가격을 가격 기대치에 회귀분석하여 계수값의 크기와 부호를 비교하였다. 보다 엄밀한 검증은 각 기대가설이 계수값에 독특한 제약을 부과한다는 사실에 기초하는 것이 타당하다. 또한, 이 연구에서는 적정한 시차를 가진 AR모형을 구축하여 초기항의 추정 계수를 수정계수로 사용하였는데, 이는 적응적 기대가설이라기 보다는 자기회귀적 기대(autoregressive expectation)라고 볼 수 있다(이준용, 2011). 따라서 서울시 주택시장에서 적응적 기대가설이 지배적이라는 논문의 결론은 근거가 다소 취약하다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 이 논문은 국내 학계에서 최초로 주택가격 기대형성에 대해 본격적으로 검토한 실증분석이라는 의의가 크다.

본 연구는 이들 선행연구들과 다음과 같은 점에서 차별화된다. 첫째로, 선행연구들이 시장의 효율성에 대해 검토하지 않고 진행하는데 비해, 본 연구는 자료가 나타내는 주택시장이 효율적이라고 가정하는 것이 적절한가의 문제를 명시적으로

로 논의한다. 둘째로, 실증분석에서 임대료/매매가 비율의 분자분모가 동일 주택의 임대료와 매매가이므로 이론적 시장 균형조건과 자료가 부합된다. 셋째로, 미래 주택가격의 기대를 도출하는 과정에서 자본자산가격모형(CAPM)을 활용하여 이론적인 근거를 확보한다. 넷째로, 각 기대가설은 자의적인 판단이 아닌 가설의 이론적 구조에 대해 검증하므로 객관성을 확보한다. 이러한 특징들은 본 연구의 접근법을 설명하면서 자세히 논의하도록 한다.

이 논문의 구조는 다음과 같다. 제 2절에서는 시장균형을 전제로 전세·매매가 비율과 주택투자의 요구수익률, 주택 자본이득의 기대치가 어떠한 관계를 가지는가를 설명한다. 또한 여러 기대형성 메카니즘에 대한 가설을 소개한다. 제 3절은 실증분석 자료를 소개하고 이로 부터 개별 아파트의 요구수익률, 자본이득 기대수익률이 어떻게 도출되는지를 설명한다. 자료와 관련되어서는 선행연구들이 암묵적으로 가정하는 시장의 효율성이 서울 아파트 시장에서 크게 무리한 가정이 아닐 수 있는 근거를 검토하였다. 제 4절은 실제 자본이득과 그 기대치를 비교하여 어떤 기대형성 가설이 자료에 부합되는지를 검증한다. 제 5절은 결론이다.

II. 주택시장의 균형과 미래 기대 가설

1. 주택시장의 균형

주택시장이 균형에 있다면 주택의 가격 P 와

임대료 R 은 다음의 조건을 충족시킨다.

$$i = \frac{R}{P} + s^e \quad (1)$$

여기서 i 는 주택투자의 요구수익률이며 s^e 는 투자수익 중 자본이득에 기인하는 수익률의 기대치($\equiv \frac{\Delta P^e}{P}$)이다. 수익률 i 는 일반 이자율과 함께 주택투자의 비용과 위험을 반영한다. 즉, 무위험이자율에 주택투자 위험을 감안한 리스크 프리미엄, 주택의 감가상각, 세금, 거래비용 등이 더해진 수치이다.

전세계약 하에서는 전세보증금 D 의 투자수익이 기별 임대료 R 을 대신한다. 만약 임대인이 “전세를 안고 집을 산다”거나 하면, 전세보증금의 수익률은 주택투자의 수익률과 같다. 이 경우 식 (1)은

$$i = \frac{iD}{P} + s^e \text{이고,}$$

$$\frac{D}{P} = 1 - \frac{s^e}{i} \quad (2)$$

또는,

$$s^e = i \left(1 - \frac{D}{P}\right) \quad (3)$$

등으로 변형된다. 우리의 자료에서 개별주택의 $\frac{D}{P}$ 는 쉽게 관찰되는 수치이다. 요구수익률 i 를 알 수 있다면, 식 (3)에 의해 투자자가 예상하는

주택의 미래 가격을 자본이득 기대 수익률의 형태로 계산할 수 있다. 우리는 개별 주택에 대해 CAPM으로 요구수익률 i 를 구하고, 이를 이용하여 s^e 를 계산한다. 이후 기대치 s^e 와 실제 자본이득 수익률 $s(\equiv \frac{\Delta P}{P})$ 를 비교하여 어떤 기대가설이 양자의 관계를 잘 설명하는지를 검증할 것이다.

시장의 효율성은 위 균형식들이 성립되기 위해 필요하며, CAPM을 적용하여 투자의 요구수익률 i 를 구하는데도 필요하다. 따라서 위와 같은 단계를 밟아서 기대가설을 검증하는데 시장 효율성이 전제가 되어야 한다.

2. 미래 기대가설

미래에 대한 기대가 현재 경제주체들의 행태에 영향을 주는 것은 거의 모든 경제영역에서 관찰된다. 따라서 기대형성 메카니즘에 대해서 여러 가설들이 제안되어 왔는데, Jong(1988)에 의거하여 이를 분류하고 각각의 가설을 소개하면 다음과 같다.

1) 합리적 기대가설

합리적 기대가설은 미래 경제변수 값에 대한 경제주체의 주관적 확률분포(subjective probability distribution)가 당시에 얻을 수 있는 모든 정보에 바탕을 둔 진정한 조건부 확률분포(true conditional distribution)와 같다고 가정한다. 다양한 연구들에서 합리적 기대가설의 실증적 의미는 조금씩 다르게 해석된다. 한 가지 강한 해석에서는 경제주체들이 경제현상의 구조를 나타내는 모형(model)의 형태와 그 모형의 계수값(coefficients)들, 그리고

과거와 현재의 모든 변수값들에 대해 완전한 지식을 가지는 것으로 가정한다(Clayton, 1996). 최영걸·이창무·최막중(2004)에서도 경제 주체들은 요약식 형태의 주택가격 결정모형에 대해 완전한 정보를 가지는 것으로 합리적 기대가설을 표현하고 있다.

실증분석에서 좀 더 광범위하게 채택되는 합리적 기대가설의 표현은 미래에 대한 기대가 실제 변수값과 백색오차 만큼의 차이를 갖는 형태다. t 기에 가용한 모든 정보 W_t 를 바탕으로 예측한 s 의 $t+1$ 기 값을 ${}_t s_{t+1}^e (\equiv E(s_{t+1}|W_t))$ 이라 하고, $t+1$ 기의 실제 s 값을 s_{t+1} , v_{t+1} 은 평균이 0인 백색오차를 나타낸다고 할 때,

$${}_t s_{t+1}^e = s_{t+1} + v_{t+1} \quad (4)$$

은 합리적 기대가설을 표현한다. 일부 연구자들은 식 (4)와 달리 실제값이 식의 좌항에, 기대치가 식의 우항에 나타나도록 한다. Hey(1994)는 식 (4)로써 합리적 기대가설을 나타내는 것을 선호하는 이유로, 실제값을 “종속변수” 자리에 기대치를 “독립변수” 자리에 넣어서 경제변수의 실제값이 기대치에 따라 정해지는 인과관계를 암시하는 것은 곤란하다고 설명한다. 그러면서도, 두 가지 형태를 모두 포괄할 수 있는 방법으로 기대치와 실제값의 차이가 백색오차라는 점에 주목하여 기대가설을 아래의 식과 같이 표현할 것을 제안한다.

$${}_t s_{t+1}^e - s_{t+1} = v_{t+1} \quad (5)$$

식 (4)와 식 (5)는 수학적으로 같지만 통계적 검증방법은 매우 다르다. 식 (4)가 성립되는지를 검증하기 위해서는 ${}_t s_{t+1}^e = \alpha + \beta s_{t+1} + v_{t+1}$ 의 검증식을 추정하고, $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ 의 결합가설을 검증한다. 귀무가설이 기각되면 합리적 기대가설이 적용되지 않는 것으로 해석되고, 기각되지 않으면 잠정적으로 합리적 기대가설이 성립되는 것으로 본다.²⁾

식 (5)를 채택할 경우에는 매기의 추정오차 v_{t+1} 를 직접 계산하고, 이 시계열이 평균이 0인 백색오차인지를 검증한다. 우리는 이를 두 단계로 나누어 검증하는데, 첫 번째 단계에서는 추정오차간의 계열상관 존재 여부를 Box-Pierce Q-통계량으로 검증하였다. 자기상관존재여부에 대한 귀무가설은 시차 1개월의 교차상관계수부터 시차 12개월의 교차상관계수가 모두 0인 가설이다 ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{12} = 0$). 가설검정의 검정통계량인 Q-통계량은 $T \sum_{i=1}^{12} \rho_i^2 \sim \chi_{12}^2$ 이고 T는 추정오차인 v_{t+1} 의 개수를 나타낸다. 첫 번째 단계에서 계열상관이 없는 것으로 나타난 아파트들에 대해서는 두 번째 단계 검증으로 추정오차의 기대치가 0인가를 보았다.

2) 자신의 과거 값에만 의존하는 기대형성 가설

2) Hey(1994), Muth(1986)의 연구에서 포함된 대부분의 기대가설 검증은 상수항을 포함한 검증식을 활용한 다. 우리도 이와 같은 검증식을 활용하지만, 상수항을 포함시키기 불가능한 가설에 대한 검증의 경우에는 당연히 상수항이 포함되지 않는 식을 구성한다. 그 외에도 추후에 설명하는 바와 같이 상수항을 포함하지 않는 검증식을 활용한 실증분석도 실시한다.

합리적 기대가설 외의 다른 기대가설들은 해당변수의 과거 및 현재 값들 간의 기계적인 과정 (mechanical process)에 의해 기대치가 산출되는 것으로 본다. 이러한 유형에 속하는 다양한 기대가설들을 낳는 기계적 과정은 $ARIMA(p, d, q)$ 의 특수한 형태인 것으로 나타낼 수 있다(Jong, 1988).

(1) 외삽적 기대(extrapolative expectation or bandwagon expectation): $ARIMA(1, 1, 0)$

Lag operator를 B 로 표기하고, 기대치가 0인 예측오차를 a_t 라 할 때, 외삽적 기대는 상수 γ 에 의해 다음과 같은 과정으로 생성된다.

$(1 - \gamma B)(1 - B)s_{t+1} = a_{t+1}$ 를 전개하면, $s_{t+1} - s_t - \gamma(s_t - s_{t-1}) = a_{t+1}$ 이고 기대치를 취하면,

$${}_t s_{t+1}^e = s_t + \gamma(s_t - s_{t-1}) \quad (6)$$

이다.

식 (6)에 의하면 미래에 대한 기대치는 현재의 값에 과거 추세를 일정 부분 더해서 산출된다. 과거에 s 가 증가하였다면, 앞으로도 증가할 것으로 보고, 감소하였다면 앞으로도 감소할 것으로 본다.

외삽적 기대의 검증은 식 (6)에 대한 검증식으로써 ${}_t s_{t+1}^e = \alpha + \beta s_t + \gamma(s_t - s_{t-1}) + v_{t+1}$ 를 추정하고 $H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \gamma \neq 0$ 의 결합가설을 검증하면 될 것이다. 이를 한 번에 검증할 수

없으므로 우리는 첫 번째 단계에서 $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ 를 검증하고 귀무가설이 기각되지 않는 아파트에 대해 두 번째 단계에서 $H_0: \gamma = 0$ 를 검증한다. 두 번째 단계의 귀무가설을 기각할 수 있으면 해당 아파트에 대해 외삽적 기대가 적용되는 것으로 본다.

(2) 정태적 기대(static expectation)

$$: ARIMA(0, 1, 0)$$

정태적 기대는 현재의 값이 다음 기에도 그대로 유지될 것으로 예상한다. 즉, ${}_t s_{t+1}^e = s_t$ 이다. 정태적 기대가설을 검증하기 위해서는 검증식 ${}_t s_{t+1}^e = \alpha + \beta s_t + v_{t+1}$ 을 추정하고 각 계수에 대한 $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ 의 결합가설을 검증한다. 귀무가설을 기각할 수 없으면 정태적 기대가설이 적용되는 것으로 볼 수 있다.

(3) 자기회귀적 기대(autoregressive expectation)

$$: ARIMA(p, 0, 0)$$

자기회귀적 기대에 의하면 변수의 과거값들의 결합으로 기대가 형성되는데, 그 구체적 형태와 시차(lag)의 수에 대해서는 다양한 설정이 가능하다. 우리는 손재영(2000), 최막중·지규현·조정래(2002), 정의철·심종원(2005), 이창무·정의철·최소익(2009) 등에서의와 같이 미래 기대치가 과거 일정 기간 중의 해당 변수 평균과 같다는 가설을 검증하도록 한다.³⁾ 시차의 수는 3기간 또는 6기간으로 나누어 보도록 한다. 예를 들어, 3기간 시차의 경우 기대치는 다음과 같이 표시된다.

3) 이들 연구들은 과거 1~3년 간의 평균가격변화율을 미래 기대가격변화율로 대응하였다. 이는 자기회귀적 기대가설에 해당되며, 각 시차마다 동일한 가중치를 부여하는 형태라고 볼 수 있다.

$${}_t s_{t+1}^e = \frac{(s_t + s_{t-1} + s_{t-2})}{3}$$

이 기대가설을 검증하기 위해서는 우선적으로 $\frac{{}_t s_{t+1}^e}{s_t} = \frac{(s_t + s_{t-1} + s_{t-2})}{3}$ 을 계산한 뒤, 검증식

$${}_t s_{t+1}^e = \alpha + \beta \bar{s}_t + v_{t+1}$$

으로 부터 $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ 의 결합가설을 검증한다. 귀무가설을 기각할 수 없으면 3기간 시차를 갖는 자기회귀적 기대가설이 적용된다고 할 수 있다. 6기 시차에 대해서도 마찬가지로 검증을 진행한다.

(4) 적응적 기대(adaptive expectation)
: $ARIMA(0,1,1)$

합리적 기대가설과 함께 가장 많은 연구에서 채택하고 있는 기대가설이 적응적 기대이다. Muth(1986), 최영걸·이창무·최막중(2004)은 각각 미국 주택시장과 국내 주택시장에서 합리적 기대가설보다 적응적 기대가설이 자료에 더 부합한다고 결론지었다. 그 이유로 Muth(1986)는 주택거래는 빈번하지 않으므로 합리적 기대가설이 상정하는 것처럼 주택가격 변화에 대한 기대가 신속하게 조정되는 것이 아니라 천천히 조정되기 때문이라고 하였다.

적응적 기대가설에서 경제주체들은 과거 경험에 근거하여 미래의 기대를 형성하되 기대형성과정에서의 오류를 새로운 기대형성에 반영하여 기

대를 수정한다(이종원, 2007). 즉, 적응적 기대에는 과거의 예측오차에 따라 기대치가 조정되는 학습과정이 내재되어 있다. $ARIMA(0,1,1)$ 과 정인⁴⁾

$(1-B)s_{t+1} = (1-\theta B)a_{t+1}$ 를 전개하면, $s_{t+1} - s_t = a_{t+1} - \theta a_t$ 이다. 여기에 $(t+1)$ 기의 기대치를 취하면 ${}_t s_{t+1}^e = s_t - \theta a_t$ 이 되는데, $s_t = {}_{t-1} s_t^e + a_t$ 이므로,

$${}_t s_{t+1}^e = {}_{t-1} s_t^e + (1-\theta)a_t$$

이다. 식 a_t 는 실제 t 기 s 값과 $(t-1)$ 기에 예측했던 s 기대치간의 차이, 즉 예측오차이다. t 기의 기대치인 ${}_{t-1} s_t^e$ 값으로 부터 예측오차의 일정부분만큼을 반영하여 $(t+1)$ 기에 대한 기대치를 조정하는 것이다. $(1-\theta)$ 을 상수 λ 로 놓으면,⁵⁾

$${}_t s_{t+1}^e = {}_{t-1} s_t^e + \lambda(s_t - {}_{t-1} s_t^e)$$

또는,

$${}_t s_{t+1}^e = (1-\lambda){}_{t-1} s_t^e + \lambda s_t \quad (7)$$

이다.

우리는 식 (7)을 이용하여 적응적 기대가설을 검증한다. 즉, 검증식

$${}_t s_{t+1}^e = \alpha + \beta {}_{t-1} s_t^e + \gamma s_t + v_{t+1}$$

4) $ARIMA(0,1,1)$ 과정에서 적응적 기대가설로 파생되는 과정은 이준용(2011) 참조.

5) 즉, $ARIMA(0,1,1)$ 를 이용해서 적응적 기대를 추정할 경우, MA항의 추정계수를 θ 이라 하면, 적응적 기대가설의 수정계수 λ 는 $(1-\theta)$ 이다.

을 추정하여 $H_0: \alpha = 0, \beta + \gamma = 1$ 인 결합가설을 검증한다. 가설이 기각되지 않으면 적응적 기대가설이 적용되는 것으로 볼 수 있다.

3) 자신과 다른 변수의 값에 의존하는 기대형성 가설

합리적 기대가 아닌 기대가설 중에서 앞서 소개한 가설들은 변수 자신의 과거치에만 기대형성을 의존하는 것이었다. 그러나 다른 변수들이 기대형성에 개재되는 것이 가능하다. 한가지 예로 회귀적 기대(regressive expectation)를 들 수 있다. 회귀적 기대는 변수가 궁극적으로 어떤 값 또는 추세에 근접해 갈 것으로 예상하는 것이다. 예를 들어, 장기균형이 존재하고 경제주체들에게 알려져 있다면, 단기적으로 변수값이 장기균형에서 벗어나 있다고 해도 점차 장기균형에 가까이 가는 방향으로 움직여갈 것을 기대할 수 있다. 수식으로는,

$${}_t s_{t+1}^e = s_t + \theta(s^* - s_t)$$

($0 < \theta < 1$, s^* 는 장기 균형 등 특정한 값 또는 추세)

으로 표현된다. 그런데 회귀적 기대를 검증하기는 쉽지않다. 장기균형이 알려져 있다고 해도, 장기균형치 s^* 의 값을 위 수식에 대입하고 아래와 같이 추정식을 구성해 보면, θs^* 가 상수항의 일부일 뿐이므로 검증 대상이 될 만한 제약을 가려 내지 못한다.

$${}_t s_{t+1}^e = (\alpha + \theta s^*) + (1 - \theta)s_t$$

위 검증식의 상수항은 장기균형 s^* 외에도 다른 파라메타들을 포함하므로 s^* 에 대한 직접적인 검증을 하지 못한다. 따라서 검증결과에 큰 의미를 부여하기 어렵다고 할 수 있다. 우리는 간접적으로 위의 추정식의 s_t 의 계수값이 0과 1사이의 수치인지를 검증하고, 그럴 경우 회귀적 기대가설이 작동하고 있다고 해석한다. 이때 계수값이 0과 1사이에 존재하는가의 여부는 주어진 신뢰도 수준에 대해 추정계수의 신뢰구간이 0과 1사이에 포함되는가로써 검증한다.

III. 자본이득 수익률의 기대치 추정

1. 자료와 시장 효율성의 문제

본 연구에서 사용한 자료는 부동산뱅크의 서울시 아파트 월별 가격자료이다. 부동산뱅크의 자료는 다른 상업적 정보회사의 자료와 마찬가지로 실거래 자료가 아니라 중개업자들의 조사 자료이므로 그 정확성이나 자료 평활화(smoothing) 등에 대한 의문이 제기될 수 있다. 그러나 개별 아파트의 미시자료를 비교적 긴 기간에 걸쳐 조사한 장점이 있다.

우리는 자료 중에서 IMF 경제위기가 정점을 지난 1999년 1월부터 2008년 12월까지의 월별 자료를 활용하였다. 경제위기 기간 중의 자료를 사용하지 않은 것은 극심한 시장의 혼란과 불확실성 때문에 이 기간 중에 시장이 균형에 있었다고 보기 어렵기 때문이다. 또한, 많은 연구들은 시장이 상승기에 있을 때 투자자들이 더 합리적으로 행동하고, 시장도 상대적으로 효율적으로

작동한다고 결론을 내리는데, 서울 주택시장이 하락추세에서 안정추세로 전환되는 1999년 이후의 자료가 그러할 것을 기대할 수 있다.

또한 자료의 동질성을 높이기 위해 이 기간 중에 새로 지어지거나 철거된 아파트는 제외하였다. 그 결과 자료는 1999년 1월 현재 존재하는 총 2,458개 아파트들로 구성되며, 거의 전부 분양가 규제 하에 지어진 아파트이다.⁶⁾ 분양가 규제 하에서는 아파트의 질적 차이를 바탕으로 한 가격경쟁이 불가능하며, 주택사업자는 주어진 사업부지에서 표준적인 자재와 평면으로 가능한 한 많은 아파트를 짓는데 골몰한다. 따라서 우리의 자료는 동질성이 매우 높은 주택들로 이루어져 있다. 아파트 시장에서도 동질성이 높은 아파트들을 추려 실증분석 자료로 사용하는 데는 시장 효율성의 가정이 필요하기 때문이다.

일반적으로 주택시장이 효율적이기를 기대하기는 어렵다. 첫째로, 부동산은 거래 빈도가 낮아 시장상황을 즉각 반영하는 거래 가격을 알기 힘들며, 거래가 이루어지더라도 가격에 담긴 정보를 정확히 이해하고 확신하기 쉽지 않다. 둘째로, 모든 부동산은 이질성이 큰 재화이므로 인근에서 부동산이 거래된 정보가 알려지더라도 그 정보를 이용하여 다른 부동산을 평가하기가 쉽지 않다. 특히 단독주택이 보편적인 주거형태일 경우는 부동산의 이질성이 두드러지며, 임대주택과 자가 거주주택이 확연히 다른 형태로 건축되는 경우에

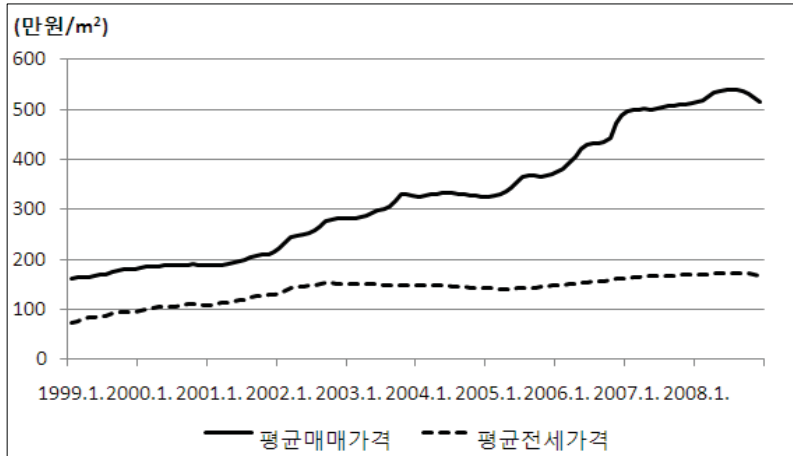
도 마찬가지이다. 셋째로, 부동산은 고가이며 거래에 부수되는 시간과 비용이 커서 거래가 원활하지 않다. 이런 이유들로 해서 부동산 시장이 다른 재화나 자산시장에 비해 균형에 도달하기 어렵다. 앞서 소개한 바와 같이 주택시장 효율성을 연구하는 논문들이 거의 모두 효율성을 부정하는 것은 이러한 특성들 때문이다.

그러나 우리나라의 아파트 시장은 외국 주택시장에 비해 비효율 요인들을 훨씬 적게 가지고 있다. 첫째로, 아파트는 매우 동질적인 주거형태이다. 특히 분양가 규제 아래 지은 아파트들은 거의 유사한 자재와 평면을 가지고 있다. 한 아파트의 거래는 이와 유사한 수백, 수천의 아파트에게 매우 유용한 시장 정보를 제공한다. 둘째로, 아파트는 주거서비스를 제공하는 재화일 뿐 아니라 자산의 역할을 한다. 투자자들은 임대료와 매매가격, 아파트와 다른 자산 간의 투자수익 및 위험에 대해 항상 주목하고 있으며, 이에 따라 우리나라 아파트 시장은 다른 나라의 주택시장에 비해 자본시장과 긴밀하게 연관되어 있다(Hwang et al., 2006).

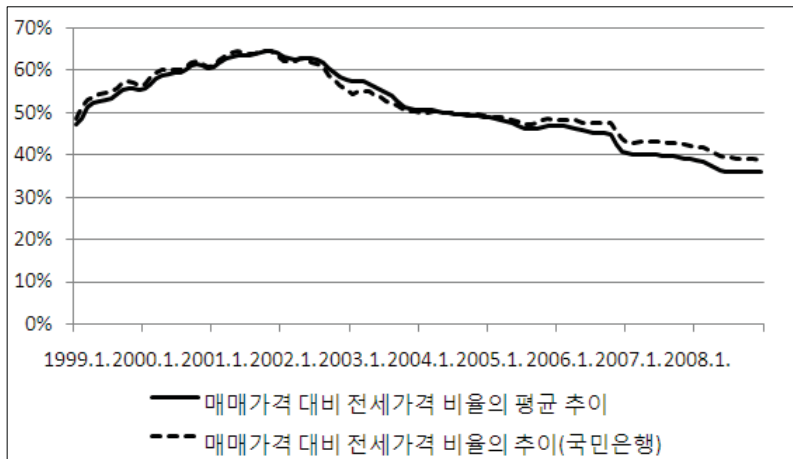
셋째로, 이처럼 주거와 투자를 위해 아파트는 빈번하게 거래되며, 그때마다 많은 시장정보를 축적한다. 이렇게 빠르고 정확한 정보를 바탕으로 시장은 균형을 찾아갈 수 있다. 마지막으로, 아파트 임대차 시장이 활발하게 기능하고 있으므로, 같은 아파트에 대해 매매가격과 임대료가 동

6) 부동산 은행의 자료는 2009년 2분기 기준으로 총 8,971개의 아파트에 대해서 조사하고 있다. 여기에는 재건축이나 재개발로 멸실이 된 아파트나 신규로 공급된 아파트들이 포함되어 있다. 입주일자가 2000년대 이후인, 즉 분양가 자율화 이후 공급된 아파트를 제외한 결과, 최대 4,986개의 아파트가 2000년 이전에 공급된 아파트의 수로 산출되었다. 여기서 최대라고 표현한 이유는 신규 공급된 아파트도 해당될 수 있지만 입주일자가 존재하지 않은 아파트와 멸실이나 누락등과 같은 이유로 인해 가격이 존재하지 않은 아파트가 포함되기 때문이다. 본 연구에서 사용되는 자료는 부동산 은행 자료 중 분양가 자율화 이전에 공급된 아파트들 대비 약 50%에 해당된다.

〈그림 1〉 단위면적(m²)당 매매가격과 전세가격 평균의 추이



〈그림 2〉 매매가격 대비 전세가격 비율 추이

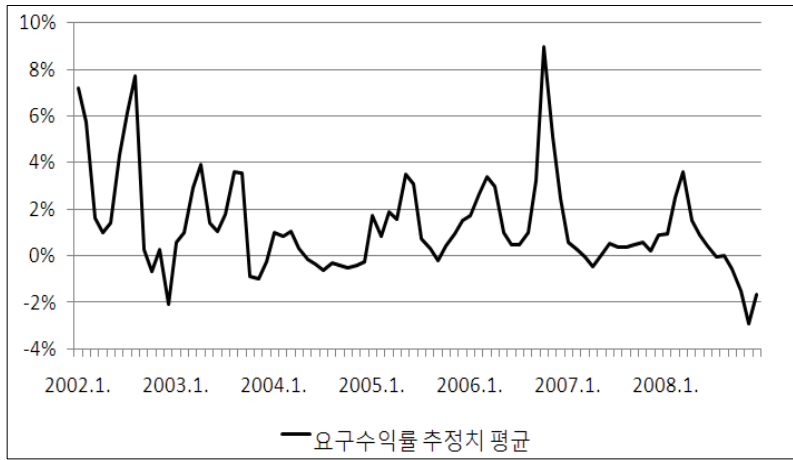


시에 관찰된다. 이 점은 자가거주 주택과 임대주택이 분명하게 구분되어 있는 외국 주택시장에서는 기대하기 힘든 특성이다. 외국 시장을 연구하는 연구자들은 이 문제를 해결하기 위해 여러가지 방법을 쓰지만 완전히 문제를 해결하기 어렵다.

우리나라 아파트 시장의 독특한 특성 때문에 적어도 외국시장들에 비해 우리 아파트 시장이 훨씬 효율적으로 기능하고 있을 것을 기대할 수 있다. 실증적으로도 Hwang et al(2006)은 한국

아파트시장에 대한 분석을 하고, “1990년대에서 2000년대 초의 한국 아파트 시장에 대해서는 시장 효율성의 가설을 기각할 수 없었다. (중략) 우리의 결과는 주택시장 효율성에 관한 선행연구들의 결론이 주택의 임대료와 가치에 대한 불충분한 정보 때문에 왜곡되었을 가능성을 제시한다”고 결론을 내렸다. 이상과 같은 근거에서 우리는 서울시 아파트시장이 식 (1)과 같은 시장균형 조건을 충족시키거나 CAPM 모형의 적용을 가능하

〈그림 3〉 요구수익률(i) 추정치 평균의 추이



게 할 만큼 효율적이라고 전제한다.

자료에 포함된 아파트들의 매기별 매매가와 전세가의 평균이 <그림 1>에 나와 있다. 각 아파트의 매매가 대비 전세가 비율을 구하여 역시 기별로 평균을 낸 것은 <그림 2>에 표시하였다. 모든 그래프상의 각 점은 2,458개 아파트의 산술평균을 나타낸다. 분석기간내의 단위면적(m^2)당 매매가격과 전세가격은 꾸준히 상승하였으며, 전세가격에 비해 매매가격의 상승이 두드러졌다. 1999년 1월 단위면적(m^2)당 매매가격은 약 162만원에서 2008년 12월에는 515만원으로 약 3.2배 증가하였다.

그에 비해 전세가격은 1999년 1월 74만원에서 2008년 12월에는 168만원으로 약 2.3배 증가하였다. 전체 분석기간을 기준으로 볼 때, 매매가격이 전세가격보다 크게 상승하였지만 상대적인 변화의 크기는 기간별로 서로 차이가 난다.

<그림 2>에서 보듯이 2002년 이전까지 전세가격은 매매가격에 비해 상대적으로 크게 상승하였는데, 전세가격이 매매가격의 65%수준까지 달하

였다. 반면 이 기간 이후 매매가격이 전세가격보다 상대적으로 크게 증가하여, 매매가격 대비 전세가격 비율이 지속적으로 하락하고 있다. 2002년 65% 수준이었던 매매가격 대비 전세가격 비율이 2008년 말에는 36% 수준까지 하락하였다. <그림 2>는 국민은행에서 발표되는 매매가격 대비 전세가격 비율도 같이 보여주고 있는데, 양자는 대체로 비슷한 방향성과 추이를 나타내고 있다. 두 자료간의 차이가 나는 이유는 우리의 자료는 분양가 자율화 이후에 공급된 아파트들이 모두 제외되었고, 표본의 수나 산출방법에 차이가 있기 때문일 것이다.

2. 자본이득 수익률의 기대치 추정

자본이득 수익률의 기대치 s^e 는 식 (3)으로 부터 도출되는데, 이를 위해서는 개별 아파트에 대한 시장의 요구수익률 i 를 구해야 한다. 이 요구수익률은 각 아파트 고유의 리스크가 반영되어 결정될 것이므로, 우리는 Black et al(1972)이 제

안하는 형태의 CAPM을 이용하여 리스크를 반영한 요구수익률을 구한다.⁷⁾ 우선 개별 아파트 j 에 대해 최초 36기간(월)의 자료로 부터 베타 값을 추정한다.

$$i_{t,j} = a_j + \beta_j i_{t,m} + \epsilon_j$$

이 CAPM식을 추정하기 위해서 개별 아파트 및 시장의 요구수익률은 식 (2) 또는 식 (3)에서 $i = \frac{s}{1 - \frac{D}{P}}$ 으로 계산하였는데, 개별아파트의

경우는 전세가와 매매가 자료로 부터 직접 계산하였다. 즉, t 기의 개별아파트의 요구수익률은

$$i_{t,j} = \frac{\frac{P_{t+1,j} - P_{t,j}}{P_{t,j}}}{1 - \frac{D_{t,j}}{P_{t,j}}}$$

이다. 시장수익률 $i_{t,m}$ 은 국민은행이 발표하는 서울시 아파트 매매가격지수와 매매가 대비 전세가 비율 자료로부터 구하였다. 즉, t 기의 시장의 요구수익률은

$$i_{t,m} = \frac{\frac{P_{t+1,m} - P_{t,m}}{P_{t,m}}}{1 - \left[\frac{D}{P}\right]_{t,m}}$$

이다. 이렇게 추정된 베타 값은 직후 12개월간의

요구수익률 기대치를 구하는데 사용된다. 예를 들어 1999년 1월부터 2001년 12월까지의 36개월 자료에서 추정된 베타 값은 2002년 1월에서 12월까지의 요구수익률 기대치를 추정하는데 활용된다. 요구수익률 기대치의 추정은 다음과 같은 증권시장선의 식을 사용하여 이루어진다. R_f 는 무위험자산의 수익률인데, 본 연구에서는 월간 CD수익률을 사용하였다. 보통 무위험 수익률로 국채수익률을 많이 사용하나 여기서는 단기의 이자율 변화를 신속히 적용할 수 있는 CD 수익률을 사용하였다.

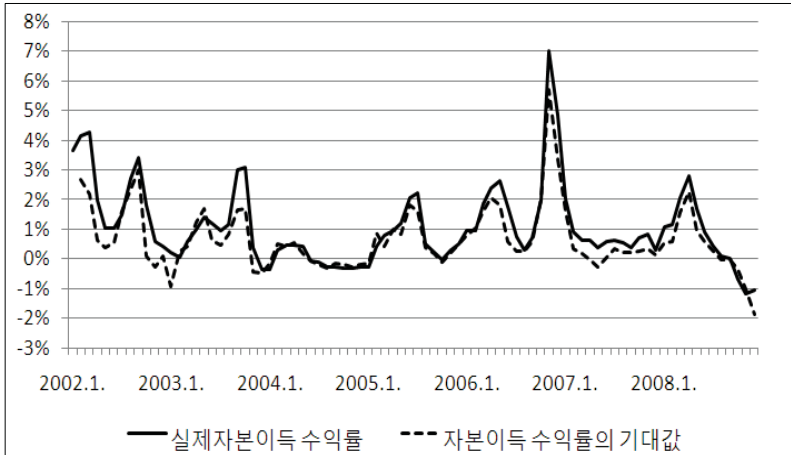
$$E(i_{t,j}) = R_{t,f} + (i_{t,m} - R_{t,f})\beta_j$$

위와 동일한 방법으로 다음 2003년 1월에서 12월까지 12기간 중의 월별 요구수익률 기대치는 그 직전 36개월, 즉 2000년 1월부터 2002년 12월까지의 자료에서 추정된 베타 값을 사용하여 추정된다. 이 같은 방법으로 기간별로 베타 값이 변할 수 있도록 하는 것은 전기간에 걸쳐 베타 값을 고정시키는 방법보다 오류의 가능성을 줄여 준다. 반면에, 첫 36개월의 자료가 다음 단계의 분석에 모두 활용될 수 없어서 자료가 가진 정보가 일부 소실된다는 것이 이 방법의 단점이다.

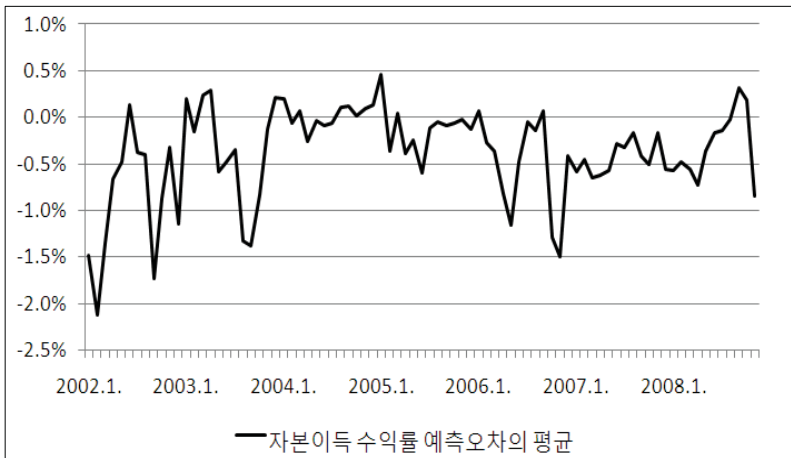
모든 개별 아파트에 이 방법을 적용하여, 2,458개 아파트 각각에 대해 2002년 1월부터 2008년 12월까지 총 84개월의 월별 요구수익률 기대치를 구하였다. 기간별로 모든 개별 아파트의 요구수익률 기대치를 구하고, 이를 평균하여 그 추이를 나타낸 것이 <그림 3>이다. <그림 4>에 표시한 자본이득 수익률 추이와 비교할 때,

7) Black et al(1972) 접근법의 자세한 내용과 통계학적 이점에 대해서는 유주연(2011)참조.

〈그림 4〉 자본이득 수익률의 기대치(s^e)와 실제값(s) 평균의 추이



〈그림 5〉 자본이득 수익률 예측오차 평균의 추이



주택가격이 많이 올라서 자본이득 수익률이 높을 때는 그 요구수익률도 높았던 것을 알 수 있다.

요구수익률이 구해지면 식 (3)으로 부터 개별 아파트에 대한 투자자들의 자본이득 수익률 기대치 s^e 를 추정할 수 있는데, 그 계산식은 아래와 같다.

$${}_t s_{t+1,j}^e = E(i_{t,j}) \times \left(1 - \frac{D_{t,j}}{P_{t,j}}\right)$$

결과적으로, 모든 개별 아파트에 대해 84개월 동안의 월별 자본이득 수익률의 기대치를 계산하였다. 자본이득 수익률의 기대치와 실제값을 각각 계산하고 그 추이를 나타낸 것이 <그림 4>이다. 이 그래프에서도 각 점은 2,458개 아파트의

〈표 1〉 주요변수의 기초 통계량

	요구수익률(<i>i</i>) 추정치 평균	자본이득 수익률 실제값(<i>s</i>)의 평균(A)	자본이득 수익률 기댓값(s^e)의 평균(B)	자본이득 수익률 예측오차의 평균 (B-A)	매매가격 대비 전세가격 비율의 평균
평균	1.28%	1.07%	0.66%	-0.38%	47.78%
중앙값	0.85%	0.71%	0.42%	-0.32%	46.84%
표준편차	2.11%	1.35%	1.07%	0.50%	8.01%
범위	11.91%	8.18%	7.60%	2.58%	27.23%
최소값	-2.93%	-1.18%	-1.89%	-2.12%	35.91%
최대값	8.98%	7.00%	5.70%	0.46%	63.14%
자료수(개월)	84	84	83	83	84

평균을 나타낸다. 우리는 실제 자본이득 수익률과 복잡한 과정을 거쳐서 추정된 그 기대치가 놀랄 정도로 유사한 추이를 보이는 것을 관찰할 수 있다. 다만, 전반적으로 실제값에 비해 기대치가 작게 나타나는 경향이 있다.

<그림 5>는 개별아파트에 대해 매기의 예측오차($s^e - s$)를 구하고, 각 기의 예측오차를 평균하여 그 추이를 살펴본 것이다. <그림 4>에서 보았듯이 기대치가 실제값에 비해 작은 경향이 있으므로, 예측오차는 0보다 낮게 나타나는 경우가 더 많았다.

이상에 살펴본 주요 변수들의 모든 기의 모든 아파트에 대한 총 평균, 표준편차 등 단순통계량을 구하여 <표 1>에 보고하였다. 즉, 각 수치들은 2,458개 아파트들에 대한 요구수익률, 가격상승률, 기대가격상승률, 전세가/매매가 비율의 각 시점별 평균값(그림 3, 4, 5)들의 84개월(혹은 83개월) 기간에 걸친 단순통계량들이다.

IV. 기대가설 검증 결과

1. 상수항을 가진 검증식

2,458개 개별아파트에 각각에 대해 83개월 기간에 걸쳐 추정된 s^e 값과 실제 s 값을 토대로 제 2절에서 기대가설을 소개하면서 설명하였던 방법으로 어떤 기대가설이 적용되는지를 검증할 수 있다. 1%, 5%, 그리고 10% 유의수준에서 2,458개 아파트 중에서 각 기대가설을 수용하는(또는 기각하지 않는) 아파트의 숫자와 그 비율(%)을 <표 2>에 보고하였다.⁸⁾

예를 들어, 합리적 기대가설의 첫 번째 해석에 대한 검증에서 1% 유의수준에서는 불과 한 개 아파트만이 가설을 수용하였으며, 전체 표본에서 그 비율은 0.0%이다. 5%, 10% 유의수준에서는 이 가설을 수용하는 아파트가 하나도 없었다.

8) 합리적 기대가설의 두 번째 해석에 대한 검증은 원래부터 상수항을 포함하지 않는 검증식을 사용하므로 <표 2>에서는 다루지 않고 <표 3>에서 보고한다.

〈표 2〉 상수항을 가진 검증식의 검증결과

기대가설		유의 수준		
		1%	5%	10%
1. 합리적 기대가설	합리적 기대 1 : 계수값 검증	1 0.0%	0 0.0%	0 0.0%
	합리적 기대 2 : 백색오차 검증	-	-	-
2. 자신의 과거값에만 의존하는 기대가설	외삽적 기대	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%
		정태적 기대	0 0.0%	0 0.0%
	과거 3기 평균값을 이용한 자기회귀적 기대	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%
		과거 6기 평균값을 이용한 자기회귀적 기대	4 0.2%	0 0.0%
	적응적 기대	350 14.2%	103 4.2%	20 0.8%
		3. 자신과 다른 변수의 값에 의존하는 기대가설	회귀적 기대	273 11.1%

주: 표에 수록된 수치는 각 유의수준에 대해 개별 기대가설이 적용되는(기각되지 않는) 아파트의 숫자와 전체표본 2,458 개 아파트 대비 비율을 나타냄.

<표 2>에서 보듯이 적응적 기대가설과 회귀적 기대가설을 제외한 다른 기대가설들은 우리 표본에 전혀 적용되지 못했다. 그런데 회귀적 기대가설에 대한 검증은 어떤 장기균형을 상정하지 못하고 단지 검증식에서 s_t 의 계수값이 0과 1사이의 수치인지를 검증하는데 그치고 있으므로 검증결과에 큰 의미를 두기 어렵다.

결국 논리적인 해석이 가능하면서 상당수의 아파트에 적용되는 기대가설은 적응적 기대가설 뿐이다. 그렇지만, 적응적 기대가설이 적용되는

아파트의 수는 그리 많지 않다. 가장 완화된 유의수준에서도 적응적 기대가설을 수용하는 아파트의 비중은 전체 표본의 15%에 미달하였다. 결론적으로, 문헌에서 언급되는 다양한 기대형성 기제가 서울시 아파트 시장에는 거의 적용되지 않는다고 할 수 있다.

이상과 같이 결론을 짓는 한편, 연구방법에 어떤 문제가 있는지를 꼼꼼히 살펴볼 필요가 있다. 이에 관해서는 몇 가지 가능성을 생각해 볼 수 있다.

첫째로, 서울시 아파트 시장이 우리가 가정하

〈표 3〉 상수항을 제외한 검증식의 검증결과

기대가설		유의 수준		
		1%	5%	10%
1. 합리적 기대가설	합리적 기대 1 : 계수값 검증	6	1	0
		0.2%	0.0%	0.0%
	합리적 기대 2 : 백색오차 검증	1,729	1,107	770
		70.3%	45.0%	31.3%
2. 자신의 과거값에만 의존하는 기대가설	외삽적 기대	1	2	2
		0.0%	0.1%	0.1%
	정태적 기대	0	0	0
		0.0%	0.0%	0.0%
	과거 3기 평균값을 이용한 자기회귀적 기대	2	1	1
		0.1%	0.0%	0.0%
	과거 6기 평균값을 이용한 자기회귀적 기대	24	6	1
		1.0%	0.2%	0.0%
	적응적 기대	240	22	10
		9.8%	0.9%	0.4%
3. 자신과 다른 변수의 값에 의존하는 기대가설	회귀적 기대	-	-	-

주: 표에 수록된 수치는 각 유의수준에 대해 개별 기대가설이 적용되는(기각되지 않는) 아파트의 숫자와 전체표본 2,458 개 아파트 대비 비율을 나타냄.

고 있는 바와 같이 효율적으로 작동하지 않을 수 있다. 우리가 사용한 자료는 Hwang et al(2006)이 시장효율성을 검증한 것과 동일한 자료이며, 자료의 동질성을 제고하기 위해 분양가 상한제 아래 건설된 아파트들로만 구성되었고, 시장참여자들이 상대적으로 이론에 더욱 근접하게 행동하는 것으로 생각되는 주택시장 호황기에 국한된 것이다. 아마도 주택시장 자료로서는 그 이상 효율적으로 움직일 것으로 기대되는 표본을 구성하기는 어려울 것이다. 그럼에도 불구하고 우리 표본의 주택시장이 효율적으로 작동하지 않는다면,

식 (3)이 적용되지 않을 수 있으며 CAPM에 의해 기대수익률을 산정하는 데도 무리가 있다. 시장 효율성이 이 연구뿐 아니라 모든 유사한 연구들의 기본적인 전제라는 점에서 이 문제에 대해서는 표본의 독특한 특성을 다시 한 번 강조하는 이상의 추가적인 논의가 힘들다.

둘째로, 기대 자본이득 수익률을 산출하는 복잡한 과정에서 어떤 오류가 개재될 가능성이 있다. 하지만 <그림 4>에서 보듯이 자본이득 수익률 실제값과 기대치는 매우 밀접하게 움직이며 그 차이도 크지 않다. 기대치를 산출하는 과정에

결정적인 오류가 있다면 아마도 이와 같은 모습을 관찰하기는 어려울 것이다.

셋째로, <그림 5>에서 보듯이 자본이득 수익률의 실제값과 기대치는 차이가 난다. 그런데 제 2절에서 설명한 대부분의 검증방법에서는 검증식의 상수값이 0 라는 명제가 포함되므로, 실제값과 기대치의 차이가 가설의 기각을 가져올 수 있다. 이 점에 착안하여 우리는 각각의 검증식에서 상수항을 제외할 때 그 결과가 어떻게 달라지는지를 검토하기로 한다.

2. 상수항을 제외한 검증식

앞서 설명한 이유로 검증식에서 상수항을 제외한 채로 검증을 하였고, 그 결과를 <표 3>에 보고하였다. 이 결과들은 <표 2>에 비해 완화된 대립가설을 상정한 검증이라고 할 수 있는데, 다만 합리적 기대가설에 대한 두번째 검증, 즉 예측오차가 백색오차인가를 검증하는 데는 상수항이 원래부터 개재되지 않는다.

<표 3>에서 주목되는 점은 합리적 기대가설을 예측오차가 백색오차인가의 여부로 검증한 결과 유의수준에 따라 최소 30%, 최대 70% 내외의 표본에서 합리적 기대가설이 수용된다는 사실이다. 그 외에 적응적 기대가설이 소수의 표본에 적용될 수 있을 뿐, 나머지 모든 기대가설은 전혀 적용되지 않는다는 점은 <표 2>에서와 같다.

합리적 기대가설의 두 가지 검증방법이 동일한 수학적 관계를 검증하고 있음은 앞서 설명한 바와 같다. 이를 어떤 통계적 가설로 구성하는가에 따라 그 결과가 완전히 달라지는 것을 <표 3>에서 볼 수 있다. 따라서 검증결과의 안정성(robustness)이 높다고 하기는 어렵다.

V. 결론

우리는 서울 아파트시장이 다른 나라 또는 다른 유형의 일반적인 주택시장에 비해 효율적으로 작동하도록 하는 독특한 특성에 주목하여, 시장 효율성의 문제와 기대형성의 문제를 분리하고 후자에 초점을 맞추어 연구하였다.

검증 결과, 예측오차가 백색오차인가에 초점을 맞추는 합리적 기대가설 검증에서 최대 70%의 표본이 합리적 기대가설을 수용하였다. 그 외에는 최대 15% 정도의 표본에서 적응적 기대가설이 적용되었으며, 회귀적 기대가설에 대해 좀 더 검토할 필요가 제기되었을 뿐, 나머지 모든 기대가설들은 거의 완전하게 기각되었다. 합리적 기대가설에 대해서도 검증식의 계수값에 초점을 맞춘 검증에서는 가설이 압도적으로 기각되므로, 합리적 기대가설이 서울 아파트시장에 적용되는지에 대해서도 일관된 결론을 내리기 어렵다. 합리적 기대가설의 실증적 표현에 대해 다양한 대안이 가능하므로, 합리적 기대가설의 두 검증 결과가 다르다는 것이 본 연구의 검증과정에 어떤 문제가 있음을 반영하지는 않는다. 본 연구의 보수적인 결론은 합리적 기대가설의 적용 여부에 대해서는 추후 좀 더 검토할 필요가 있으나, 나머지 모든 기대가설은 서울 아파트 시장에 적용되지 않는다는 것이다.

본 연구에서 논란의 소지가 있는 것은 시장 효율성의 가정이다. 이 연구와 같은 출처의 자료를 사용한 Hwang et al(2006) 등 선행연구의 결론에 의존하는 한편 표본에 포함되는 아파트 유형과 연구대상 기간 등에서 시장 효율성이 확보되는 방향으로 표본을 구성하였지만, 시장 효율성 가정의 현실성에 대해서는 여전히 의문이 제

기될 수 있다. 그러나 이 가정에 의존하지 않고서는 시장 효율성과 기대형성의 결합가설을 검증하는데 그치는 선행연구들의 질곡을 벗어날 수 없다는 점에서 본 연구가 의미 있는 실험이다. 주택시장에서 장래 기대가 중요한 역할을 하고 있음에 비해 기대형성에 대한 명시적인 연구가 희소한 것은 아쉽다. 이 연구를 계기로 보다 많은 연구자들이 기대형성 메커니즘에 대해 관심을 가지기를 희망한다.

논문접수일 : 2011년 9월 5일
 논문심사일 : 2011년 9월 15일
 게재확정일 : 2011년 9월 29일

참고문헌

1. 김종일 · 송의영 · 이우현, “서울 아파트 시장에서 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성”, 「한국경제의 분석」, 제4권 제1호, 한국금융연구원, 1998, pp. 50-107
2. 손재영, “주택매매가격과 전세가격의 상관관계”, 「사회과학논총」, 제24집, 건국대학교, 2000, pp. 139-163
3. 유주연, “CAPM의 주택시장 적용에 관한 연구: 서울을 중심으로”, 건국대학교 박사학위논문, 2011.
4. 이용만, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가?-전세/주택가격 비율의 상승에 대한 해석-”, 「부동산학연구」, 제6집 제1호, 한국부동산분석학회, 2000, pp. 9-22
5. _____, “시간변동계수모형을 이용한 주택가격의 기대상승률 추정”, 「부동산학연구」, 제8집 제2호, 한국부동산분석학회, 2002, pp. 21-28
6. 이종원, 「계량경제학」 박영사, 2007.
7. 이준용, “주택의 기대가격을 포함한 주택서비스시장 모형에 대한 연구”, 건국대학교 박사학위논문, 2011.
8. 이창무 · 정의철 · 이현석, “보증부월세시장의 구조적 해석”, 「국토계획」, 제37권 제6호, 대한국토도시계획학회, 2002, pp. 87-97
9. 이창무 · 정의철 · 최소의, “아파트임대시장의 전월세전환율 결정구조”, 「주택연구」, 제17권 제2호, 한국주택학회, 2009, pp. 213-229
10. 임재만, “서울지역 아파트 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 연구”, 「감정평가연구」, 제14집 제2호, 한국부동산연구원, 2004, pp. 163-177
11. _____, “주택매매가격의 변동성에 관한 연구”,

- 「주택연구」, 제14권 제2호, 한국주택학회, 2006, pp. 65-84
12. 정의철·심종원, “아파트 전·월세 구성 비율 결정요인 분석”, 「국토연구」, 제44권, 국토연구원, 2005, pp. 87-99
 13. 최막중·지규현·조정래, “주택금융 제약이 주택소비규모와 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 실증분석”, 「주택연구」, 제10권 제1호, 한국주택학회, 2002, pp. 33-48
 14. 최영걸·이창무·최막중, “서울시 주택시장에서 작동되는 가격심리에 관한 실증연구 - 적응적 기대와 합리적 기대를 중심으로”, 「국토계획」, 제39권 제2호, 대한국토도시계획학회, 2004, pp.131-141
 15. 홍기석, “주택 임대 가격/매매 가격 비율에 관한 실증분석”, 「응용경제」, 제11권 제3호, 한국응용경제학회, 2009, pp.115-145
 16. Black, F., M. Jensen, and M. Scholes, “The capital asset pricing model: some empirical tests”, *Studies in the Theory of Capital Markets*, Vol.81 No.3, 1972, pp. 79-121
 17. Campbell, J. Y. and Robert J. Shiller, “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
 18. Case, K. E. and Robert J. Shiller, “The efficiency of the market for single-family homes”, *American Economic Review*, Vol.79 No.1, March 1989, pp. 125-137
 19. _____, “Forecasting prices and excess returns in the housing market”, *AREUEA Journal*, Vol.18 No. 3, 1990, pp. 253-273
 20. Clayton, J., “Rational expectation, market fundamentals and housing price volatility”, *Real Estate Economics*, Vol.24 No.4, 1996, pp. 441-470
 21. _____, “Are housing price cycles driven by irrational expectations?”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.14 No.3, 1997, pp. 341-363
 22. Hey, J. D., “Expectations formation: rational or adaptive or ...?”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol.25 No.3, 1994, pp. 329-349
 23. Hui, E. and T. Y. Lui, “Rational expectations and market fundamentals: evidence from Hong Kong’s boom and bust cycles”, *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.20 No.1, 2002, pp. 9-22
 24. Hwang, M., J. M. Quigley, and J. Y. Son, “The dividend pricing model: new evidence from the Korean housing market”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.32 No.3, 2006, pp. 205-228
 25. Jong, E. de, “Expectation formation: criteria and an assessment”, *De Economist*, Vol.136 No.4, 1988, pp. 435-467
 26. Mankiw, N. G. and D. N. Weil, “The baby boom, the baby bust, and the housing market”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19 No.2, 1989, pp. 235-258
 27. Meese, R. and N. Wallace, “Testing the present value relation for housing prices: should I leave my house in San Francisco?”, *Journal of Urban Economics*, Vol.35 No.3,

1994, pp. 245-266

28. Muth, J. F., "Expectations of house-price changes", *Papers of the Regional Science Association*, Vol.59 No.1, 1986, pp. 45-55