

전세가격에 포함된 주택가격 변동 정보에 대한 연구*

A study on the forecasting power of Chonse price about volatility of housing price

김 정 화 (Kim, Junghwa)**

배 광 일 (Bae, Kwangil)***

< Abstract >

We investigate the relation between volatility of housing price and Chonse price. According to option pricing theory, Chonse price is inversely related to the volatility of housing price. Therefore, we can conjecture that future housing price will be more volatile when the Chonse price is low, under the efficient market.

To test the hypothesis, we analyse time series data of Seoul and other metropolises and the results are as follows. First, we can observe inverse relation between Chonse price and volatility of future housing price for Seoul in the period of the global financial crisis. However, we can't observe this relation at the other metropolises. Second, implied volatility from Chonse price doesn't predict volatility of future housing price. Third, according to the cross-sectional analysis, volatility of future housing price is inversely related to the Chonse price.

주 제 어 : 전세, 변동성, 옵션

key word : Chonse, volatility, options

* 본 연구는 김정화의 석사학위논문을 일부 수정, 보완하여 작성되었습니다. 심사를 맡아주시고, 논문의 발전을 위해 유익한 조언을 해주신 익명의 세 심사위원들께 깊은 감사를 드립니다. 남아있는 논문의 오류에 대한 모든 책임은 저자에게 있습니다.

** 전남대학교 대학원 경영학과 석사, winteragainwinter@gmail.com (주저자)

*** 전남대학교 경영학부 부교수, k.bae@chonnam.ac.kr (교신저자)

I. 서론

2010년 이후 전국의 전세가격은 크게 상승해서, 2014년 현재 매매가격 대비 전세가격의 비율이나 전세가격 절대치 모두 높은 수준에 형성되어있다.¹⁾ 정부는 금융상품을 통해 전세입자의 고충을 해결 하고자 했는데, 그 중 한 가지는 ‘목돈 안드는 전세’이다. 이 상품을 이용하면 전세금이 없는 임차인도 대출을 받아 전세를 드는 것이 가능하지만, 임대인이 주택담보대출을 들어야 한다는 점에서, 임대인의 불편을 초래한다. 전세 세입자를 위한 또 다른 제도는 ‘전세금 안심대출’이다. 임차인이 대한주택보증에 전세금반환채권을 맡기고, 대한주택보증이 전세금반환보증을 하면, 위 제도를 통해 은행에서 저렴한 이자로 전세금을 대출할 수 있다. 이 상품들의 편의성이나 이용조건에 대한 문제가 제기되고 있지만, 임차인들의 선택권을 추가로 부여한다는 점에 의의가 있었다.

이와는 다른 관점으로, 전세가격이 형성되는 과정에 대해 살펴보자. 최근, 정부는 부동산 경기를 활성화 시키고자, 주택공급을 축소시켜서 매매가격의 상승을 유도했다. 이근태·류상운(2013)은, 위 정책이 전세의 공급마저도 축소시키므로, 전세가격까지 상승할 수 있음을 언급했다. 2014년 한국은행에서 발간한 인플레이션 보고서는, 저금리에 따른 집주인의 월세 선호 현상 그리고 이에 따른 전세 공급의 감소가 이 현상의 원인이라고 분석한다. 이처럼 일반적으로 주택의 매매가격이나 전세가격 수준의 생성은, 수요공급의

논리에 근거했다. 이외에, 김정호·이명재(1989)와 이창무·정의철·이현석(2002)은, 균형에서는 모든 투자대안 간 수익이 동일해야함을 지적한다. 이에 따라, 매매가격 대비 전세보증금과 자본이득의 비율은 부(-)의 관계를 가짐을 보였고, 전월세 전환률과 이자율과의 관계를 설명할 수 있었다.

이와 달리, 김선웅(2000), Ambrose and Kim(2003), 배광일(2012)은 전세계약이 채권의 발행과 유사함에 주목했다. 그들은 Merton(1973)이 채권과 주식가치를 옵션이론을 통해 산정할 수 있다는 점을 활용하여, 몇몇 지표들과 전세가격의 관계를 보여주었다. Ambrose and Kim(2003)은 주택가격의 변동성과 전세가격 사이에 부(-)의 관계가 있음을 실증연구를 통해 보여줌으로써, 옵션모형의 예측과 부합함을 보였다.

이들은 이 분석을 위해 역사적 변동성, 즉 과거 주택가격의 변화율을 활용했다. 이에 따라, 과거 주택가격의 변화율과 전세가격의 관계는 분석되었지만, 전세가격이 미래 변동성과 관련이 있는지는 분석되지 않았다. 주택시장이 효율적이고 옵션이론에 따라 결정된다면, 전세가격은 미래 주택가격의 변동성 정보를 내포할 가능성이 크다. 본 연구는 이에 대한 해답을 제시하고자 한다. 비슷한 논리로, 전세가격에 내재된 변동성이 실제 미래 변동성에 미치는 영향에 대해서도 살펴보고자 한다. 부동산시장의 대부분의 연구들이 미래의 평균 수익률에 집중하고 있는 가운데, 본 연구는 전세가격과 주택가격의 변동성에 대한 관계를 보고자 한다. 따라서 기존 연구들에서 살펴

1) 이근태·류상운 (2013)에 따르면, 2013년 11월의 전국 전세가격지수 상승률은 2010년 1월 대비 26%에 달하며, 국민은행의 자료에 기반해 작성된 이보람(2014)의 기사에 의하면, 12년 만에 전국 아파트값 전세가격이 68%를 돌파했다.

보지 못한 새로운 관점을 제시할 수 있을 것으로 기대한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서 본 연구와 관련이 있는 문헌들을 살펴본다. 3장에서는 옵션가격과 전세가격의 관계를 재조명하고, 본 연구의 가설을 설정한다. 4장에서는 수집한 자료의 설명과 실증분석을 다루며, 마지막으로 5장에서는 본 연구 결과의 결론 및 한계점을 기술한다.

II. 선행연구의 검토

본 장에서는 전세가격과 매매가격 사이의 관계에 대한 문헌들을 살펴보고자 한다. 임정호(2006)는 1986년 1월부터 2004년 6월까지의 자료를 이용해 실시한 Granger 인과관계검정에서 주택 매매가격은 전세가격에 영향을 미치지만, 전세가격은 매매가격에 영향을 미치지 않는다는 것을 확인한 바 있으며, 임규채·기석도(2006)는 1987년부터 2005년까지의 자료를 이용하여 시행한 Granger 인과관계검정에서 아파트 매매가격이 아파트 전세가격과 인과관계가 없는 것을 확인하였다. 이영수(2010)는 표본기간을 늘려서, 1987년 1월부터 2009년 12월까지의 자료를 이용해 외환위기 이전과 이후의 기간을 나누어 Granger 인과검정을 시행했다. 외환위기 이전에는 주택의 매매가격과 전세가격 사이의 인과관계가 존재하지 않았고, 외환위기 이후에는 주택 매매가격의 변동이 전세가격에 영향을 주지 않았으나, 전세가격의 변동이 주택 매매가격에 영향을 주는 것을 확인했다.

앞선 연구는 전세, 매매가격의 선행, 후행에 초점을 맞춘 반면, 다음의 연구들은 가격 변동의 방향성에 대해 초점을 맞추고 있다. 김정호·이

명재(1989)는 주택 보유에 따른 수익이 임대료와 자본이득으로 구성됨에 착안하여, 전세가격과 매매가격상승률 사이에는 부의 관계가 존재함을 확인했다. 한편 황두현(1990)은 전세가격과 매매가격 변동 간의 양(+)의 관계를 주장했는데, 실증결과 또한 이 주장에 부합하게 나타났다. 그리고 최근 김주영·신우진(2014)은 주택 매매가격 상승이 낮을수록 전세가격이 상승함을 확인했다. 그리고 분석결과, 저금리 기조하에서 주택공급의 증가가 전세의 증가로 이어지지 않으며, 공공임대주택 공급정책이 전세가격 안정에 기여할 것임을 확인했다.

위 연구들은 전세가격과 매매가격의 직접적인 상호작용을 보여준다. 이와 달리, 김선웅(2000), Ambrose and Kim(2003), 배광일(2012)은 옵션이론을 통해 전세가격과 매매가격 사이의 관계를 설명한다. 김선웅(2000)은 이 이론을 통해 매매가격의 변동성이 전세가격에 중요한 요소임을 선보였고, Ambrose and Kim(2003)은 실증분석을 통해 이를 확인했다. 그리고 배광일(2012)은 증명을 통해 몇 가지 가설을 제시한다. 이와 관련하여 추가로 살펴볼만한 주제는 옵션의 내재변동성이다.

기초자산의 가격, 행사가격, 만기, 이자율, 그리고 변동성은 옵션 가격에 영향을 미치는 변수들로 거론된다. 이때, 다른 변수들은 모두 시장에서 바로 관찰 가능한 반면에, 변동성은 시장에서 직접 관찰하기 힘든 변수이다. 이에 따라, 옵션가격을 산정할 때, 과거 수익률의 표본 표준편차인 역사적 변동성(historical volatility)이 흔히 활용된다. 그러나 옵션가격은 변동성에 대한 단조증가 함수이므로, 기초자산 가격, 행사가격, 만기, 이자율, 그리고 옵션가격을 통해 변동성을 역산출할 수도 있다. 이때 이 역산된 값은 내재변동성(implied

volatility)이라 불린다. 그리고 변동성에 대한 또 다른 추정치로, 실제 만기까지의 기초자산 수익률의 표준편차인 실현변동성(realized volatility)이 이용된다. 만약 옵션시장이 효율적으로 이루어져 있다면 내재변동성이 실현변동성을 예측하는데 가장 큰 기여를 해야 한다. 그러나 실증 분석결과는 다소 여러 가지로 나뉜다.

유시용·고중양(2009), 강병진(2011), 박윤정(2012)의 연구에서는 역사적 변동성이 내재변동성보다 실현변동성을 잘 설명함을 보였고, 강병진 외(2009), Yu et al.(2010), Szakmary et al(2003), Jiang et al.(2005), Cheng et al.(2012)은 내재변동성이 계산 방식에 따라, 역사적 변동성보다 더 많은 정보를 내포함을 보였다. 그러나 Day and Lewis(1992), Canina and Figlewski(1993), Corrado and Miller(2006)는 어느 한 가지 변동성이 다른 변동성에 비해 우월하다고 말하기 어렵다고 밝힌다. 이처럼 옵션 시장에 따라 그리고 시점에 따라, 내재변동성, 역사적 변동성 그리고 실현변동성에 대한 연구결과가 상이한 가운데, 우리는 주택가격의 내재변동성과 실현 변동성의 관계를 살펴보고자 한다.

III. 옵션과 전세의 관계 그리고 가설

앞서 서론에서 살펴보았듯이, 전통적으로는 수요공급의 원리로 전세가격을 설명해왔다. 그러나 이 경우, 전월세 전환률이 보증금 수준에 따라 달라지는 부분을 잘 설명하지 못하는 문제점이 있었다. 이재우·이창무(2005)에서도 이 효과를

설명했지만, 이를 위해 다른 가정을 필요로 했다. 배광일(2012)은 이러한 가정대신에 옵션이론을 적용했다. 그 연구에서는 전세를 안고 주택을 구매하는 임대인의 관점에서 전세가격을 설명했지만, 임차인의 관점에서 전세가격을 설명하면 다음과 같다.

전세세입자는 거주기간 2년 동안 월세금액이 면제되고, 전세 만기인 2년 뒤에 전세금을 돌려받는다. 그러나, 주택가격이 전세금보다 하락할 경우, 하락분 만큼을 돌려받지 못할 수 있는데, 이는 풋옵션을 매도한 것으로 해석할 수 있다. 이 세 가지를 조합하면 전세가격 K 는 식(1)로 표현된다.

$$\begin{aligned} K(\text{전세금}) &= \sum_{t < T} PV(d_t) (\text{월세 현재가치}) \\ &+ Ke^{-rT} (\text{만기 전세상환액 현재가치}) \\ &- p(\text{전세금 상환 불확실성에 의한 할인}) \end{aligned} \quad (1)$$

이때, r 은 무위험자산의 수익률, T 는 전세만기까지의 기간(2년)을 나타내며, d_t 는 t 시점 월세를, $PV(\cdot)$ 는 현재가치 함수를 의미한다. 균형에서는 월세의 현재가치 및 만기 주택가격(S_T)의 현재가치의 합이 현재의 주택가격(S_0)과 동일해야 하기에 다음이 성립한다.

$$S_0 = PV(S_T) + \sum_{t < T} PV(d_t) \quad (2)$$

이제, 식 (1)의 p 와 관련하여, 풋옵션을 간략히 서술하고자 한다. 미래 특정 시점에 특정 가격에 특정 자산을 팔 수 있는 권리가 부여된 증권을 풋옵션이라고 한다. 이 때, 특정 시점을 만기라

부르고, 특정 가격 및 특정 자산을 각각 행사가격, 기초자산이라 칭한다. 현재를 0시점이라 가정하고, 기초자산의 t 시점 가격을 S_t , 만기를 T , 행사가격을 K 라고 할 경우, 풋옵션 소유자는 만기에 식(3)에 해당하는 금액을 돌려받게 된다.

$$\max(K - S_T, 0) \quad (3)$$

Merton (1973)은 기초자산의 가격이 식 (4)처럼 기하 브라운 운동(geometric Brownian motion)을 따를 경우, 유럽형 풋옵션의 0시점 가격이 식 (5)로 도출됨을 보였다.

$$dS_t = (\mu - \delta)S_t dt + \sigma S_t dw_t \quad (4)$$

$$p = Ke^{-rT}N(-d_2) - S_0e^{-\delta T}N(-d_1) \quad (5)$$

이때, d_1 은 $\frac{\ln(S_0/K) + (r - \delta + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}}$ 를, d_2 는 $d_1 - \sigma\sqrt{T}$ 를 만족하며 μ 는 기초자산 가격의 순간 수익률, σ 는 기초자산의 순간수익률의 표준편차, w_t 는 브라운 운동, r 은 무위험자산의 수익률, 그리고 $N(\cdot)$ 은 표준정규분포의 누적분포함수를 나타낸다. 또한, δ 는 기초자산의 순간 배당률을 나타내고 $PV(S_T) = S_0e^{-\delta T}$ 를 만족한다. 이를 식 (2)와 연계하면, 식 (6)으로 정리할 수 있다.

$$\delta = -\frac{1}{T} \ln \left(1 - \frac{1}{S_0} \sum_{t < T} PV(d_t) \right) \quad (6)$$

식 (5)는 일반적으로 기초자산이 투자자산일 때 통용되는 식이다. 그러나 앞서 살펴본 것처럼,

주택의 경우, 보유 편익을 월세로 환산할 수 있기에 위 식을 활용할 수 있다. 그리고 식(5)와 (6)을 식(1)에 대입하면 전세가격은 다음 식을 만족하는 K 가 된다.

$$S_0 - K = S_0e^{-\delta T}N(d_1) - Ke^{-rT}N(d_2) \quad (7)$$

식 (7)은 임대인의 관점에서 살펴본 배광일 (2012)의 전세가격 식과 동일하다. 따라서 해당 연구에서 증명한 다음 정리는 본 연구에서도 유효하다.

정리. a) 매매가격의 변동성과 전세가격은 부의 관계를 가진다. **b)** 보증금과 전월세전환률은 정의 관계를 가진다.

그는 b)는 이재우·이창무(2005) 및 지규현·최창규(2010)의 실증분석결과에 부합하며, a)는 Ambrose and Kim (2003)의 실증분석결과에 부합함을 언급했다. 이 때, Ambrose and Kim (2003)이 시행한 분석은 다음과 같다.

$$\log(K_t) = \beta_0 + \beta_1\mu_t + \beta_2r_t + \beta_3HV_t + \epsilon_t \quad (8)$$

여기에서, HV 는 역사적 변동성, 다시 말해, 과거 매매가격 수익률의 표준편차이므로, 그들의 연구는 과거 주택가격 변동이 현재 전세가격으로 잘 반영되는지 검증한 것이다. 이때 자연스러운 의문은, ‘주택가격 및 전세가격이 효율적으로 결정되는가?’이다. 이들 가격이 효율적으로 결정된다면, 전세가격은 미래 주택가격 변동성이 고려된 결과물일 것이다. 위 논리와 정리 a)에 따른 본 연구의 첫 번째 가설은 다음과 같다.

가설 1. 전세가격이 감소할수록 향후 매매가격의 실현변동성이 커진다.

이때, 전세가격이 매매가격의 수준에 따라 결정된다는 점을 고려해서, 전세가격 대신에, 전세가격/매매가격의 비율을 이용하고자 한다. 위 가설에 따르면, 식(9)의 회귀분석 결과, β 는 음의 값을 가지게 된다.

$$RV_t = \alpha + \beta \frac{C_t}{P_t} + \epsilon_t \quad (9)$$

이때, RV 는 미래의 실현변동성을, C 는 전세가격, P 는 주택의 매매가격을 의미한다.

한편, 앞서 언급한 것처럼, 주택시장이 효율적이라면, 전세가격과 식(7)을 통해 역산된 변동성은 미래의 실현변동성을 잘 설명할 가능성이 높다. 옵션 문헌을 따라, 우리도 이 변동성을 내재변동성(IV)이라 부르면 다음과 같은 가설을 제시할 수 있다.

가설 2. 주택가격의 내재변동성은 실현변동성에 대한 불편추정치이다.

가설 3. 주택가격의 내재변동성은 역사적 변동성에 비해 실현변동성에 대한 더 높은 예측력을 지닌다.

가설 4. 주택가격의 내재변동성은 실현변동성에 대한 정보를 가지고 있으며, 역사적 변동성이 가지고 있는 모든 정보를 포함하고 있다.

Szakmary et al. (2003)과 박운정 (2012)의 방법론을 이용하면 가설2~가설4에 대한 분석 모형은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$RV_t = \alpha + \beta_1 IV_t + \epsilon_t \quad (10)$$

$$RV_t = \alpha + \beta_2 HV_t + \epsilon_t \quad (11)$$

$$RV_t = \alpha + \beta_1 IV_t + \beta_2 HV_t + \epsilon_t \quad (12)$$

IV. 실증분석

본 연구에 이용된 자료는 1999년 9월부터 2013년 8월까지의 서울 및 6개 광역시의 아파트 전세/매매지수와 월세이율, 이자율, 아파트 매매지수이다. 지역별 아파트의 전세/매매지수와 지역별 아파트 매매지수는 KB부동산 홈페이지의 주택가격지수 시계열 자료를 이용했으며, 월세이율은 통계청 자료를 이용했다. 일반적으로 임대차 계약이 2년을 기준으로 이루어지므로, 무위험이자율은 국고채 1년 이자율과 국고채 3년 이자율의 평균값을 이용했다.

전세 계약이 대부분 2년 단위로 이루어지기 때문에, 역사적 변동성은 과거 24개월 주택가격의 월별 수익률의 표준편차를 이용했고, 실현변동성은 향후 24개월 주택가격의 월별 수익률로부터 도출했다. 따라서 자료를 이용할 수 있는 시점은 앞, 뒤 2년씩을 제외한, 2001년 9월부터 2011년 8월까지이다. 그런데, 6개 광역시의 월세이율은 2003년 7월부터 고시 되었다. 월세액을 도출하기 위해서는 월세이율이 필요했기에, 분석기간은 2003년 7월부터 2011년 8월까지에 해당한다. 이 기간 동안 식(7)을 만족시키는 변동성을 내재변동성으로 활용했다.

<표 1>은 회귀분석에 사용된 각 지역별 내재변동성, 역사적 변동성, 실현변동성에 대한 기초통계량을 나타낸다. <표 1>에 따르면, 모든 지역

에서 내재변동성 값이 실현변동성이나 역사적 변동성의 10배 이상으로 나타났다. 이로써, 가설 2와는 다른 양상이 나타남을 확인할 수 있다. 주택의 전세가격이 감소할수록 주택 매매가격의 변동성이 커진다는 가설 1을 확인하기 위해 서울지역에서 식(9)에 대한 분석을 했고, 이에 대한 결과를 <표 2>에서 확인할 수 있다.

<표 1> 기초 통계량

지역	구분	평균	표준 편차	최소값	최대값
서울	IV	0.650	0.046	0.573	0.750
	HV	0.036	0.014	0.012	0.068
	RV	0.026	0.015	0.006	0.050
부산	IV	0.479	0.020	0.451	0.519
	HV	0.014	0.010	0.003	0.033
	RV	0.014	0.011	0.003	0.038
광주	IV	0.457	0.027	0.424	0.529
	HV	0.012	0.009	0.005	0.037
	RV	0.015	0.012	0.005	0.037
인천	IV	0.670	0.050	0.581	0.792
	HV	0.025	0.010	0.009	0.049
	RV	0.019	0.011	0.004	0.037
대구	IV	0.448	0.022	0.408	0.495
	HV	0.017	0.008	0.004	0.040
	RV	0.014	0.005	0.004	0.025
대전	IV	0.534	0.042	0.429	0.589
	HV	0.025	0.019	0.005	0.063
	RV	0.019	0.010	0.005	0.041
울산	IV	0.472	0.017	0.430	0.503
	HV	0.019	0.009	0.005	0.036
	RV	0.018	0.008	0.005	0.030

이 표는 2003년 7월부터 2011년 8월까지의 내재변동성(IV), 역사적변동성(HV), 실현변동성(RV)값에 대한 기초 통계량을 보여준다. 역사적 변동성은 각 시점마다, 과거 24개월 주택가격의 월별 로그수익률의 표준편차에 $\sqrt{12}$ 를 곱함으로써 연환산하여 나타났다. 그리고 실현변동성은 향후 24개월 로그수익률을 이용해, 역사적 변동성처럼 계산했으며, 마지막으로 내재변동성은 식(7)을 만족하는 값을 의미한다.

<표 2> 서울 전세/매매지수와 실현변동성 분석

기간	β	t
전체	0.002***	6.771
2008년 이후	-0.001***	-4.726

이 표는 서울지역 매매가격의 실현변동성을 종속변수로,

전세/매매지수 비율을 독립변수로 둔 $RV_t = \alpha + \beta \frac{C_t}{P_t} + \epsilon_t$

의 회귀분석 결과를 나타낸다. 2행은 2003년 7월부터 2011년 8월까지의 자료에 대한 결과를 표현했고, 3행은 2008년 1월부터 2011년 8월까지의 자료에 대한 결과를 나타낸다. β 값 옆에 표현된 ***는 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

<표 2>의 2행은 표본 전체기간에 대한 β 와 t 값을 나타낸다. 가설1은 전세가격이 높을수록 실현변동성은 감소할 것이라 예상했다. 그러나 β 값이 양의 값으로, 가설과는 정 반대의 결과를 얻을 수 있었다.

이 같은 결과가 나오게 된 첫 번째 가능성은 예측 기간의 과도함이다. 본 연구의 실현변동성과 역사적 변동성은 과거 또는 향후 24개월 자료로부터 도출되었다. 즉, 표2는 전세가격이 향후 2년간의 변동성을 예측한다는 가설에 대한 검증결과이다. 그러나, 비록 전세계약이 일반적으로 2년을 기준으로 체결되지만, 계약 시점에서 2년을 예측한다는 가설은 다소 과할 수 있다. 이에 따라, 이 가정을 완화하여, 24개월 자료 대신에 12개월의 수익률을 통해서 실현변동성을 계산하고 식(9)를 다시 검증해 보았지만 큰 차이는 없었다.

위 결과가 나오게 된 두 번째 가능성은, 전체기간동안 부동산 시장에 큰 변화가 없었을 가능성이다. 이 경우, 옵션에 내재된 정보가 유용하지 않아서 가설에 부합하지 않은 결과가 나왔을 수 있다. 하지만 시장상황이 바뀌는 경우, 옵션에 내재된 정보가 유용할 가능성이 있다. 이에 따라 표2의 3행은 2008년 글로벌 금융위기 이후 기간

에 대한 결과를 추가로 분석했다. 전체기간의 결과와 달리, 유의한 음의 β 값을 보이고 있어, 가설 1을 뒷받침한다. 따라서, 부동산시장이 급변하는 경우, 전세가격이 향후 매매가격의 변동성에 대한 예측 지표로서 역할을 할 수 있다.

서울이 가장 큰 부동산 시장이므로 다른 지역에 비해 자료가 더 신뢰할만하지만, 위 가설의 신뢰성을 더 확보하고자 6개 광역시에 대해 추가 분석을 시행했고, 이 결과를 <표 3>에 나타냈다. <표 2>와 마찬가지로, 전체기간 β 값은 모든 지역에서 양수로 드러났다. 즉, 가설과는 다른 양상을 보인다. 그리고 추가로 분석한 금융위기기간의 β 는, 일부 음수도 있지만, 부산, 광주, 대전, 울산에서 유의한 양의 값을 가진다. 이에 따라, 광역시에서는 위기기간에서도 전세가격이 향후 변동성을 잘 설명하지 못함을 확인할 수 있다.

<표 3> 전세/매매지수와 실현변동성 분석

A. 전체기간 분석

지역	β	t
부산	0.002***	3.526
광주	0.010***	6.884
인천	0.001***	5.520
대구	0.001*	1.713
대전	0.002***	12.645
울산	0.001***	3.404

B. 2008년 이후 분석

지역	β	t
부산	0.009***	7.083
광주	0.026***	8.075
인천	-0.001	-1.279
대구	-0.001***	-2.875
대전	0.002***	12.966
울산	0.003***	7.716

분석방법은 표2와 동일하며, 서울 대신 6개의 광역시에 대한 결과를 나타낸다. *, 및 ***는 각각 10%, 1% 유의수준을 의미한다.

이제, 각 지역의 실현변동성에 대한 내재변동성과 역사적 변동성의 설명력을 확인하기 위해, 2003년 7월부터 2011년 8월까지 전체 기간의 자료를 활용하여 식 (10)의 분석을 시행했고, 그 결과를 <표 4>에 나타냈다.

<표 4> 실현변동성에 대한 내재변동성과 역사적 변동성의 예측력 검증

		α	β	Adj. R ²
서울	IV	0.170*** (10.301)	-0.221*** (-8.728)	0.437
	HV	0.013*** (3.330)	0.362*** (3.586)	0.109
부산	IV	0.091*** (3.737)	-0.159*** (-3.149)	0.084
	HV	0.014*** (7.306)	0.044 (0.412)	-0.009
광주	IV	0.081*** (4.342)	-0.145*** (-3.559)	0.107
	HV	0.016*** (7.553)	-0.069 (-0.506)	-0.008
인천	IV	0.092*** (6.774)	-0.110*** (-5.418)	0.226
	HV	0.020*** (6.598)	-0.037 (-0.339)	-0.009
대구	IV	-0.026*** (-2.861)	0.089*** (4.397)	0.159
	HV	0.010*** (10.420)	0.203*** (3.820)	0.123
대전	IV	0.073*** (6.418)	-0.102*** (-4.781)	0.184
	HV	0.015*** (9.685)	0.137*** (2.664)	0.059
울산	IV	0.035 (1.609)	-0.035 (-0.768)	-0.004
	HV	0.027*** (18.366)	-0.475*** (-6.868)	0.322

이 표는 $RV_t = \alpha + \beta IV_t + \epsilon_t$ 및 $RV_t = \alpha + \beta HV_t + \epsilon_t$ 의 분석 결과를 보여준다. 괄호안의 수치는 t값을 의미하며, ***는 1%의 유의수준을 의미한다.

울산을 제외한 모든 지역의 내재변동성의 β 값이 유의한 값을 보였으며, 역사적 변동성에서는 부산, 광주, 인천의 β 값이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한, 울산을 제외한 모든 지역에서, IV가 포함된 분석의 조정결정계수가 HV분석에 대한 조정결정계수보다 큰 값을 나타낸다. 따라서 내재변동성이 역사적 변동성보다 미래 실현변동성에 대해 더 높은 예측력 가지고, 많은 정보를 포함한다고 결론 낼 수 있다.

그러나, 역사적변동성이나 내재변동성이 실현변동성의 불편추정치라면 회귀분석 결과 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 를 나타내야 한다. 그리고 불편추정치는 아니라도, 제대로 된 정보를 가지고 있다면 β 값이 양수일 것이다. 하지만, 내재변동성이나 역사적 변동성에 대한 회귀계수가 통계적으로 유의할 지언정, 음수의 부호를 가진 것이 많다. 따라서 가설2의 예측과 달리, 내재변동성은 향후 실현변동성의 불편추정치로 볼 수 없으며, 옵션이론과 상충됐다.

다음으로 내재변동성과 역사적 변동성을 동시에 독립변수로 설정한 분석 결과를 <표 5>에 나타냈다. 내재변동성이 미래 실현변동성에 대한 정보를 가지고 있다면 $\beta_1 \neq 0$ 를 만족해야 하고, 역사적 변동성이 정보를 가진다면 $\beta_2 \neq 0$ 를 만족해야 한다. 모든 지역에서 β_1 은 유의한 값을 가지므로, 내재변동성의 예측력은 역사적변동성을 추가했을 때에도 사라지지 않음을 관찰할 수 있다. 그리고 β_2 는 유의하지 않은 지역이 4개이므로, 가설3 및 가설4와 일치하게, 내재변동성의 설명력이 역사적 변동성에 비해 우월하다고 볼 수 있다. 그러나 앞서 <표4>의 분석에서도 언급했듯이 β_1 과 β_2 는 모두 양수일 때 의미가 있고, $\beta_1 + \beta_2$ 의 값은 1로 수렴할 필요가 있다. 그러나

β_1 이 양수인 지역은 대구밖에 없고, β_2 가 양수인 지역도 대구와 대전밖에 없다는 점에서, 경제적인 의미를 가진다고 보기 힘들다.

<표 5> 내재변동성과 역사적 변동성을 동시에 고려한 분석 결과

	α	β_1	β_2	Adj. R^2
서울	0.17*** (-7.98)	-0.22*** (-7.44)	0.02 (0.18)	0.43
부산	0.09*** (3.64)	-0.16*** (-3.11)	-0.019 (-0.17)	0.08
광주	0.09*** (4.45)	-0.17*** (-3.69)	0.16 (1.10)	0.11
인천	0.10*** (6.78)	-0.11*** (-5.49)	-0.10 (-0.98)	0.23
대구	-0.02*** (-2.72)	0.078*** (3.95)	0.17*** (3.33)	0.24
대전	0.10*** (9.98)	-0.17*** (-8.50)	0.31*** (7.078)	0.46
울산	0.07*** (3.78)	-0.08** (-2.26)	-0.50*** (-7.31)	0.35

이 표는 $RV_t = \alpha + \beta_1 IV_t + \beta_2 HV_t + \epsilon_t$ 의 분석결과를 나타낸다. 괄호안의 수치는 t값을 의미하며, ***는 1%의 유의수준을 의미한다.

이처럼, 이론과 달리 내재변동성이 실현변동성을 제대로 예측하지 못하는 현상에 대해 몇 가지 이유가 있겠지만, 그중에 한 가지는 내재변동성을 계산하는데 있어서 주택 담보 대출이 고려되지 않았다는 점이다. 직관적으로도 담보대출이 있는 주택에 대해 전세계약이 체결되면, 전세금 상황이 후순위로 밀리기 때문에 상대적으로 위험해지므로 전세가격이 낮아진다. 이 현상은 배광일(2012)의 옵션 모형에서도 증명되었고, 그 모형에서 옵션가격공식이 있으므로, 대출을 고려한 내재변동성을 도출할 수 있다. 그러나 전세/매매지수나 매매지수와 달리, 대출/매매지수와 같은

수치들은 아직 체계적으로 집계되어있지 않아 분석에 활용할 수 없었다.

앞선 분석들은 각 지역의 시계열 자료를 통해 전세/매매지수 또는 내재변동성이 향후 실현 변동성과 어떤 관계를 가지는지 확인했다. 이번에는 각 시점의 횡단면자료를 통해 전세/매매지수와 실현변동성의 관계를 살펴보고자 한다. 본 분석을 위해, 매 시점마다 7개 도시의 전세/매매지수와 실현변동성의 상관계수를 살펴보았으며, 그 결과를 <표6>에 나타냈다.

〈표 6〉 상관계수의 통계량	
평균	-0.240
표준 오차	0.072
t값	-3.313
관측수	98

매월 7개 도시의 전세/매매지수와 매매가격의 실현변동성 사이에 상관계수를 도출한 뒤 이에 대한 기초통계량을 살펴보았다. 분석에는 2003년7월부터 2011년 8월까지의 자료들이 활용됐다.

<표 6>에 따르면 전세/매매지수와 매매가격의 변동성간 상관계수의 평균값이 -0.240, t값이 -3.313으로 전세/매매지수와 실현변동성이 부의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는, 동일 시점의 전세/매매지수가 높은 지역은 향후 실현변동성이 낮다는 것을, 다시 말해, 전세/매매지수가 낮은 지역은 향후 매매가격이 크게 변동할 수 있음을 의미한다는 점에서, 가설1을 뒷받침하는 근거가 될 수 있다.

V. 결론

본 연구는 옵션이론을 통해 도출된 주택가격의 변동성과 전세가격 사이의 관계를 살펴보았다. 옵션이론에 따르면 주택가격의 변동성과 전세가격은 서로 부(-)의 관계를 가진다. 따라서 부동산 시장이 효율적이라면, 전세가격이 낮을수록 향후 주택가격이 크게 변화한다는 가설을 세울 수 있게 된다. 위 가설의 검증을 위해 서울과 6개 광역시의 아파트 시계열 자료를 분석한 결과, 다음의 결과를 얻을 수 있었다. 첫째, 서울에서는 금융위기 기간에 전세가격과 향후 주택가격 변동성 사이에 부의 관계가 있었으나, 다른 지역에서는 위 가설을 지지하지 못했다. 둘째, 전세가격으로 역산출한 내재변동성은 미래 주택가격 변동성을 잘 예측하지 못했다. 셋째, 그러나 횡단면 분석에서는 전세가격이 높을수록 미래 주택가격의 변동이 낮은 경향이 있음을 보여, 옵션 이론을 지지했다.

시계열 분석에서 관찰된, 옵션이론과 상반되는 실증결과는, 주택가격의 변동성을 고려했을 때, 전세가격이 효율적이지 못할 수 있음을 시사한다.²⁾ 위 실증결과에는 다음과 같은 요인들이 작용했을 것으로 보인다. 첫째, 매매가격 및 전세가격은 정부 정책에 크게 좌우된다. 일반적으로 파생상품의 가치평가를 할 때, 기초자산의 가격이 브라운 운동을 따른다고 가정하지만, 부동산 가격은 정부정책에 따라 크게 달라진다는 점에서 차이가 있다. 또한, 거시자료를 미시이론을 통해 적용했다는 점에서 한계가 있다. 이때, 한 가지

2) 변동성이 아닌 수익률을 고려한다면, 한국의 아파트 시장은 효율적임을 Hwang, Quigley, and Son (2006)에서 보인바 있다.

해결 방안은 김선웅(2000), Ambrose and Kim(2003), 및 배광일(2012)와 달리, 주택 매매가격이 불연속적인 큰 변화를 가진다고 가정하는 것이다.³⁾

둘째, 본 연구에서는 모형의 간결성을 위해, 유럽형옵션의 가정을 가져왔으나 만기 이전에도 전세가 완료될 수 있다는 점에서 미국형옵션의 성격을 고려할 필요가 있다. 또한, 세금 및 주택 경매절차와 관련된 비용을 고려하지 않았는데, 이는 본 연구의 한계이다.

셋째, 배광일 (2012)에서도 보였듯이, 주택에 근저당이 있는 경우, 전세가격은 더 낮게 형성될 수 있다. 따라서, 분석에 근저당 수준을 반영할 수 있다면, 전세가격으로 매매가격의 변동성을 더 잘 예측할 수 있을 것으로 여겨진다. 그러나 매매지수 및 전세/매매지수와 달리 대출/매매지수는 체계적으로 집계되지 않아 분석에 활용할 수 없었다. 향후 이 정보의 집계 또는 공개 여부에 따라 변동성에 대한 더 정확한 예측이 가능해질 것으로 기대한다.

논문접수일 : 2014년 11월 23일
논문심사일 : 2014년 12월 4일
게재확정일 : 2014년 12월 19일

참고문헌

1. 강병진, “원/달러 장외통화옵션시장에서 내재 변동성의 정보효과”, 「선물연구」 제 19권 제 2호, 한국파생상품학회, 2011, pp. 207-232
2. 강병진 · 강소현 · 윤선중, “KOSPI200 지수옵션시장에서 조정내재변동성의 정보효과”, 「선물연구」, 제 17권 제 4호, 한국파생상품학회, 2009, pp. 75-103
3. 김선웅, “전세제도의 특성과 전세금의 유동화 방안”, 「주택금융」 제 221권, 주택은행, 2000, pp. 69-89.
4. 김정호 · 이명재, “자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격간의 관계분석”, 「지역연구」 제 5권 제 1호, 한국지역학회, 1989, pp. 13-26
5. 김주영 · 신우진, “수도권 전세가격의 상승요인에 관한 연구”, 「부동산학연구」, 제20집 제2호, 한국부동산분석학회, 2014, pp. 5-16
6. 박윤정 “장의 개별주식 옵션시장에서 내재변동성의 정보효과”, 「선물연구」 제 20권 제 2호, 한국파생상품학회, 2012, pp. 195-235
7. 배광일, “옵션가치평가 방법을 이용한 전세가격”, 「부동산학연구」 제 18집 제3호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 5-21
8. 유시용 · 고중양, “KOSPI200 실현변동성 예측력 제고에 관한 연구”, 「선물연구」 제 17권 제 1호, 한국파생상품학회, 2009, pp. 21-49
9. 이근태 · 류상윤, “최근 전세가격 상승의 원인

3) 이들 세 연구와 본 연구는 주택 매매가격 또는 서비스 요금이 기하브라운운동을 따름을 가정한다. 그러나 주택가격은 이따금씩 발표되는 정부의 정책에 따라 크게 변화하는 경향이 있다. 이를 반영하기 위해서는 연속함수인 브라운운동보다는 점프확산모형(jump-diffusion process)이 유효할 수 있다. 이를 반영하지 못한점은 본 연구의 한계로, 향후 연구주제가 될 수 있다.

- 진단», 「LGERI 리포트」, 2013
10. 이보람, “전국 아파트값 전세가율 68%돌파…11년 9개월만에 처음”, 뉴시스, 2014.04.06
11. 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석”, 「부동산학연구」 제16집 제4호, 한국부동산분석학회, 2010, pp. 21-32
12. 이재우·이창무, “상가시장의 임대계약 및 전월세전환율 특성: 서울 상가시장을 중심으로”, 「국토계획」 제40권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2005, pp. 93-111.
13. 이창무·정의철·이현석, “보증부월세시장의 구조적 해석”, 「국토계획」 제37권 제6호, 대한국토·도시계획학회, 2002, pp. 87-97.
14. 임규채·기석도, “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구”, 「산업경제연구」 제 19권 제3호, 한국산업경제학회, 2006, pp. 1203-1223
15. 임정호, “주택매매시장, 전세시장 및 월세시장 간의 상호연관성에 관한 연구”, 「주택연구」 제 14권 1호, 한국주택학회, 2006, pp. 165-193
16. 지규현·최창규, “아파트 임대시장의 전월세 전환율에 내재된 위험 프리미엄에 대한 해석”, 한국부동산분석학회 2010년 추계학술대회
17. 황두현, “주택매매가격과 전세가격과의 관계분석”, 「주택금융」 제 121호, 주택은행, 1990, pp. 6-25
18. Ambrose, B., and S. Kim, “Modeling the Korean Chonse Lease Contract”, *Real Estate Economics*, Vol. 31 No. 1, 2003, pp. 53-74
19. Canina, L., and S. Figlewski, “The Information Content of Implied Volatility”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 6 No.3, 1993, pp. 659-681
20. Cheng, X., and J. Fung, “The Information Content of Model-Free Implied Volatility”, *The Journal of Futures Markets*, Vol. 32 No.8, 2012, pp. 792-806
21. Corrado, C., and T. Miller, “Estimating Expected Excess Returns Using Historical and Option-Implied Volatility”, *The Journal of Financial Research*, Vol. 29 No. 1, 2006, pp. 95-112
22. Day, T. and C. Lewis, “Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options”, *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 1992, pp. 267-287
23. 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.
24. Jiang, G. and Y. Tian, “The Model-Free Implied Volatility and its Information Content”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 18 No. 4, 2005, pp. 1305-1342
25. Merton R. C., “Theory of Rational Option Pricing,” *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4 No. 1, 1973, pp.141-183.
26. Szakmary, A., E. Ors, J. Kim, and W. Davidson, “The Predictive Power of Implied Volatility: Evidence from 35 Futures Markets”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 27, 2003, pp. 2151-2175
27. Yu, W., E. Lui, and J. Wang, “The Predictive Power of the Implied Volatility of Options Traded OTC and on Exchanges”, *Journal of Banking & Finance* Vol. 34, 2010, pp. 1-11