

주택가격과 전세가격: VECM 분석

Housing Price and Chonsej Price: VECM Analysis

이 영 수 (Lee, Young Soo)*

< Abstract >

This paper investigates the relation between housing price and chonsej price in Korea, using a vector error correction model(VECM). The model includes two endogenous variables of housing price and chonsej price and one exogenous variable of interest rate. Data covers two sub-periods; a period of Jan. 1987 to Dec. 1996 which is before the IMF crisis and a period of Jan. 1999 to Dec. 2009 which is after the IMF crisis.

The empirical results are as follows: Firstly, the result of Johanson cointegration test shows that long-run equilibrium relation between housing price and chonsej price does not hold for the period before IMF crisis, but do hold for the period after IMF crisis. The long-run elasticity of chonsej price to the change of housing price is estimated at 0.575. Secondly, housing price has a error correcting power, when the long-run equilibrium breaks. But the speed of adjusting is very slow since the coefficient is as small as 0.024. Thirdly, Granger-causality test results show that there was no causality relation between housing price and chonsej price for the period before IMF crisis. For the period after IMF crisis, the test results support the evidence that chonsej price Granger-causes housing price under 5% significance level.

These results might be related to the fact that chonsej price are based on the value of housing-service. As long as the value of housing-service remains same, it is no sense for the change of housing price to affect on the chonsej price.

주 제 어 : 주택가격, 전세가격, 벡터오차수정모형, 그랜저 인과검정

Keywords : housing price, chonsej price, VECM, Granger causality test

* 영산대학교 부동산금융학과 교수, yslee@ysu.ac.kr

I. 서론

최근 들어 전세 가격이 급등하고 전세/주택가격 비율이 상승하면서, 조만간 주택가격이 바닥을 지나 상승할 것이라는 전망이 조심스럽게 제기되고 있다. 이러한 전망의 기저에는 주택가격과 전세가격 사이에 안정적인 연관 관계가 존재한다는 전제가 깔려 있다. 본 연구는 그러한 전제의 타당성 여부에 대한 실증적 분석을 시도한다.

우리나라의 주택가격과 전세가격과의 관계에 대한 실증적 논의¹⁾는 주로 두 가격간의 인과관계 분석을 중심으로 이루어져 왔으며,²⁾ 분석을 위해 사용된 모형은 대부분 벡터자기회귀(VAR) 모형이다. 벡터자기회귀 모형을 통해 주택가격과 전세가격간의 인과관계를 분석한 최근의 논문으로는 임규채·기석도(2006), 임정호(2006), 박헌수·안지아(2009), 문규현(2010) 등이 있다.

임규채·기석도(2006)는 1987년부터 2005년까지의 월간데이터를 이용한 그랜저 인과검정을 통해 아파트 매매가격과 전세가격사이에는 그랜저 인과관계가 없다는 분석 결과를 발표하였다. 임정호(2006)는 1986년 1월부터 2004년 6월까지의

주택가격과 전세가격의 수준변수를 이용하여 그랜저 인과검정을 하였는데, 분석 결과는 매매가격이 전세가격에 영향을 미치나 반대는 성립하지 않는 것으로 보고하고 있다. 반면, 문규현(2010)은 1986년 1월부터 2009년 3월까지 두 가격의 변동성 변수를 이용하여 그랜저 인과검정을 실시하였는데, 그 결과는 임정호(2006)와는 반대로 매매가격이 전세가격에 영향을 주는 것이 아니라 전세가격이 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났다. 박헌수·안지아(2009)는 매매가격지수와 전세가격지수, 주변지역의 매매가격지수와 전세가격지수, 그리고 금리로 구성된 5개변수 VAR 모형을 통해 매매가격과 전세가격간의 인과성을 살펴보았다. 2002년 12월부터 2009년 5월까지의 서울의 25개 구의 시계열자료를 이용한 그랜저 인과검정의 결과는 5개 구에서 매매가격이 전세가격에 그리고 12개 구에서는 전세가격이 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났다.

본 연구는 기존의 벡터자기회귀 모형이 아닌 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여, 우리나라의 주택가격과 전세가격의 상호 관계를 실증적으로 분석하고자 한다.³⁾ 분석의 초점은 세 가지이다. 첫째, 주택가격과 전세가격 사이에 장기적인

1) 주택의 전세는 우리나라에서만 찾아볼 수 있는 특유의 임대차 계약이다. 외국의 경우에는 주택가격과 임대료와의 관계에 대한 논의가 이루어지고 있다. 이와 관련하여 미국의 데이터를 이용한 실증 분석 논문으로는 Cutts et.al.(2005), Campbell et.al.(2006), Gallin(2008) 등이 있다.

2) 주택가격과 전세가격간의 인과관계 분석 외에, 전세/주택가격 비율에 대한 논의도 있어왔다. 이용만(2000)은 상태-공간모형(state-space model)을 이용하여, 전세/주택 가격 비율을 내재가치의 움직임을 나타내는 추세부분과 실제가격이 내재가치의 변화를 반영하는 과정에서 나타나는 순환 부분으로 분리하였다. 1987년부터 2000년까지의 월간 데이터를 이용한 분석에서, 1998년 하반기 이후의 전세/주택 가격 비율 상승의 대부분은 주택가격의 기대상승률이 줄어들면서 나타나는 추세적·구조적 변화로 설명될 수 있으며, 순환부분은 비중이 작을 뿐만 아니라 주택가격의 변화를 예고해주는 지표로 기능하기가 어렵다는 실증 분석 결과를 발표하였다. 조동철·성명기(2004)는 전세/주택 가격 비율이 기대인플레이션을, 부동산관련세를, 이자율 등과 어떻게 연관될 수 있는지에 대한 이론적인 설명과 함께, 회귀분석을 통해 이들 변수들이 전세/주택 가격 비율에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다.

균형관계가 존재하는가? 둘째, 장기적인 균형관계가 존재한다면, 그러한 균형관계가 깨어졌을 때, 균형은 어떠한 프로세스를 통해 회복되는가? 셋째, 주택가격이 전세가격을 결정하는가 아니면, 전세가격이 주택가격을 결정하는가?

실증분석의 전체 기간은 1987년 1월부터 2009년 12월까지이며, 이 기간을 외환위기 이전과 이후의 두 기간으로 구분하여 분석하였다. 이처럼 기간을 구분한 이유는 외환위기를 기점으로 우리나라의 경제구조 및 주택 시장 구조가 변화하였을 가능성이 있을 뿐만 아니라, 주택의 매매 및 전세가격과 밀접한 관련이 있는 이자율이 두 기간 중에 상당한 차이를 보였기 때문이다.

논문의 구성은 다음과 같다. I 장은 서론이다. II 장에서는 주택의 매매가격과 전세가격의 관계를 간단한 재정거래식을 통해 살펴보고, 주택가격지수 및 전세가격지수, 그리고 전세가/매매가 비율 등의 추이를 비교하였다. III 장에서는 본 연구에서 사용하는 벡터오차수정 모형에 대하여 서술하였다. IV 장은 데이터 및 실증분석 결과를 다루고 있다. 실증분석은 오차수정모형에 대한 추정, 공적분 검정, 그랜저 인과 검정 등을 포함한다.

다. V 장은 결론이다.

II. 주택의 매매가격과 전세가격

주택의 전세가/매매가 비율은 지역별, 시기별로 차이가 있겠으나, 대략 0.35에서 0.65사이의 값을 보여 왔다.⁴⁾ 이처럼 매매가에 비해 전세가가 크게 낮은데도 불구하고 주택을 전세 형태로 보유⁵⁾하는 이유는 여러 가지가 있겠으나, 중요한 이유 중의 중의 하나는 향후 주택가격이 상승하리라는 전망과 관련이 있다. 즉 주택의 전세가격이 매매가격보다 낮기 때문에 발생하는 기회비용보다 주택의 매매가격 상승에 따른 예상 자본수익이 높다면, 주택을 전세 형태로 보유하는 유인이 될 것이다. 이러한 관계를 간단한 재정거래식(arbitrage condition)으로 표현하면,

$$(P_t - L_t) * i_t = P_{t+1}^e - P_t, \quad (1)$$

이 된다.⁶⁾ 위 식에서 P_t 는 주택의 매매가격, L_t 는

3) 우리나라의 경우, 벡터오차수정모형을 이용하여 주택가격과 전세가격의 관계를 분석한 논문은 찾아보기 어렵다. 외국의 경우, 주택가격과 관련하여 오차수정모형을 이용한 분석으로는 Stevenson(2000), Gallin(2008) 등이 있다. Stevenson(2000)은 1968년부터 1997년까지의 영국의 데이터를 이용한 분석에서 주택가격과 물가는 장기적인 균형관계를 갖고 있으며, 물가가 주택가격에 영향을 미치는(Granger-cause) 것이 아니라 주택가격이 물가에 영향을 미치고 있다는 실증분석 결과를 발표하였다. Gallin(2008)은 오차수정모형을 이용하여 미국의 임대료와 주택가격의 관계를 분석하였다. 1970년부터 2005년까지의 미국의 데이터를 이용한 분석 결과에 의하면, 임대료와 주택가격 비율의 변화는 주택가격 변화에 큰 영향을 미치는 반면, 임대료 변화에는 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

4) 뒤의 <그림 3> 참조.

5) 통계청의 2005년도 인구주택총조사에 의하면, 전체 1,589만 가구 중 전세 가구는 356만 가구로 전체 가구의 22.4%를 차지하고 있다. 전체 가구의 55.6%는 자기소유의 주택에 거주하며, 15.1%는 보증금 있는 월세, 3.9%는 순수월세나 사글세이고, 나머지 3.1%는 무상주택이다. 미국의 경우에는 주택을 기준으로 자기소유의 주택 비율이 68.4%이며, 임대주택의 비율은 31.6%이다. (2000년 CENSUS)

전세가격, i_t 는 이자율이며,⁷⁾ P_{t+1}^e 는 $t+1$ 기의 예상 주택가격이다. 식의 좌변은 전세주택을 보유하는 경우의 기회비용이며, 우변은 전세주택 보유에 따른 예상 자본수익으로서, 위 식은 세금이나 거래비용 그리고 주택유지비용 등이 존재하지 않는 매우 단순한 경우의 재정거래식으로 생각할 수 있다. 위식을 L_t 로 정리하면,

$$L_t = P_t - (P_{t+1}^e - P_t) / i_t, \quad (2)$$

이 된다. 식 (2)는 주택 가격에 대한 전망이 일정한 경우, 주택의 전세가격은 주택의 매매가와 양(+)의 관계이며,⁸⁾ 이자율 상승은 전세가의 상승요인으로 작용하게 됨을 시사하고 있다.

식 (2)의 각 변을 P_t 로 나누면,

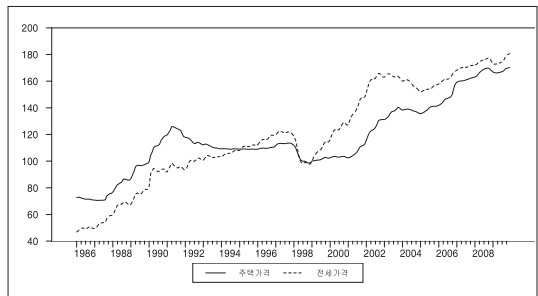
$$L_t / P_t = 1 - \{(P_{t+1}^e - P_t)/P_t\} / i_t, \quad (3)$$

이 된다. 식 (3)은 주택의 전세가-매매가 비율은,

향후 주택가격 상승률이 높아지리라고 예상되면 그 비율이 하락하고,⁹⁾ 이자율이 상승하면 그 비율이 상승하게 된다는 것을 의미한다.

<그림 1>은 1986년 1월부터 2009년 12월까지의 우리나라의 주택가격과 전세가격의 추이를 보여주고 있다. 그림에서 보는 바와 같이 1991년 중반부터 1997년 말까지 주택가격은 정체 내지 약간의 하향세를 보이는 동안 전세가격은 꾸준히

<그림 1> 주택가격지수와 전세가격지수의 추이
(지수: 1999년 1월 = 100)



주: 주택가격지수와 전세가격지수는 국민은행의 주택통계자료를 이용하였으며, 두 지수 모두 기준시점을 1999년 1월로 조정하였다.

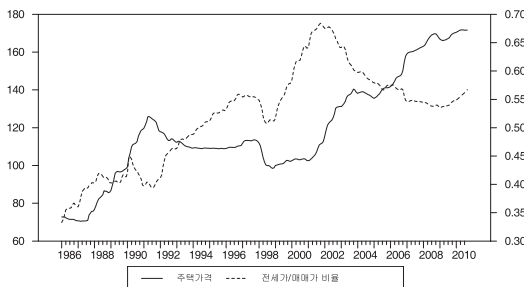
- 6) 주택가격과 임대료의 관계를 통해 유도되는 재정거래식에서는 미래의 주택가격에 대한 축차적 대입을 통해 주택가격과 임대료간의 관계를 보다 정형화할 수 있으나, 주택가격과 전세가격간의 재정거래식은 이러한 축차적 대입이 의미를 찾기는 어려울 것이다. 즉, 주택가격(P_t)과 임대료(R_t)간의 단순한 형태의 재정거래식은 $i_t * P_t = R_t + P_{t+1}^e - P_t$ 로 정리될 수 있으며, 이 식에서 P_{t+1}^e 를 축차적으로 대입해나가면서 주택가격과 임대료와의 관계, 즉 주택의 가격은 미래 임대료 흐름의 현재 가치라는 관계를 유도할 수 있다. 이러한 축차적 대입은 부동산으로서의 주택의 가치가 임대료에 기반을 두고 있다는 기본 관계 하에서 의미를 갖는다. 그러나 전세의 경우에는 주택의 가격 상승을 전제로 현재와 같은 전세 체계가 성립한다는 점을 감안하면, 이러한 축차적 대입에 의한 주택가격-전세가격의 유도는 성립하기 어려울 것이다.
- 7) 전세를 레버리지로 이용하여 주택을 구입할 때 예상투자수익률은 이자율보다는 전월세 전환율을 사용하는 것이 적절하다는 논의도 있다. 이 경우 실증분석에서의 변수는 이자율 대신에 전월세 전환율을 사용하여 할 것인데, 발표되는 전월세 전환율 데이터(국민은행)는 기간이 짧은 제약과 갖고 있다. 본 연구에서는 조동철·성명기(2004)에서와 같이 예상투자수익률 지표로 금리를 사용하였다.
- 8) 주택시장과 전세시장이 서로 대체관계라는 점을 감안하면, 두 가격이 양(+)의 관계가 되는 것은 쉽게 이해할 수 있을 것이다.
- 9) 미래의 주택가격 변화 전망이 주택의 전세가-매매가 비율을 결정하는 요인이라는 이러한 분석은, 전세가-매매가 비율의 움직임을 통해 향후의 주택가격을 전망하는 것이 무리가 있을 수 있음을 시사한다.

상승하면서, 두 가격의 추세는 반대로 움직이는 모습을 보였다. 그러나 이 기간을 제외하면, 대체적으로 주택가격과 전세가격의 움직임은 상호 양(+)의 관계를 갖고 움직여 왔음을 볼 수 있다.

그러나 이러한 주택가격과 전세가격간의 양(+)의 상관성이 주택의 전세가/매매가 비율의 안정성을 담보하지는 않는다.¹⁰⁾ <그림 2>에서 보는 바와 같이 주택의 전세가/매매가 비율은 일정 수준에서 안정되어 있는 것이 아니라 커다란 스윙(swing)의 형태를 보였다. 1986년 이후 2002년까지는 주택의 전세가/매매가 비율이 지속적으로 높아져 왔으며, 2002년 이후부터는 반대로 지속적으로 하락하는 추세를 보여 온 것이다.

이러한 주택 전세가/매매가 비율의 움직임은 무엇보다도 그간의 주택가격의 흐름 속에서 그 이유를 찾아야 할 것이다. 1990년대 초반 이후 2002년까지의 주택가격은 정체 내지 하락하는 모습을 보였다. 이러한 주택가격의 추이 속에서 향후의 주택가격 상승률에 대한 전망치가 낮아지고, 결국 식 (3)에서 시사하는 바와 같이 전세가/매매가 비율의 상승을 초래하는 요인으로 작용하였을 것으로 생각된다. 반면, 2002년 이후에는 주택가격의 강세가 주택가격 상승에 대한 기대치

<그림 2> 주택가격과 전세가/매매가 비율

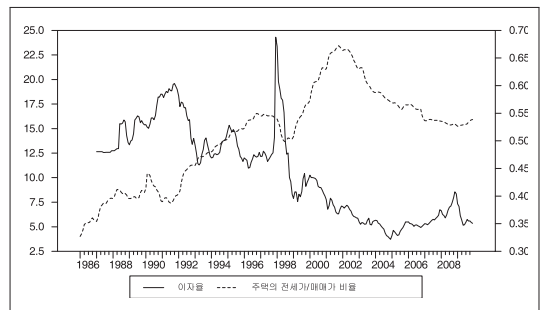


10) 식 (3)에서 살펴 본 것처럼, 전세-주택 가격의 비율이 안정적이기 위해서는 미래에 대한 주택가격 상승률 전망이 안정적이고, 또한 이자율이 안정적이어야 한다.

를 계속 높이면서, 앞서서와는 반대로 주택의 전세가/매매가 비율을 하락시키는 요인이 되었을 것이다.

<그림 3>은 이자율과 주택 전세가/매매가 비율의 추이를 보여주고 있다. 앞의 식 (3)에 의하면, 이자율과 주택 전세가/매매가 비율은 이론적으로 양(+)의 관계에 있다. 그러나 그림에서 보는 바와 같이, 이러한 양(+)의 관계가 두 변수의 추세를 통해 확연히 나타나지는 않고 있다.

<그림 3> 이자율과 전세가/매매가 비율



주: 이자율은 회사채수익률(3년만기, AA-)을 이용하였다.

III. 계량 모형

주택가격 P_t 와 전세가격 L_t 에 로그를 취한 값을 hp_t , lp_t , 그리고 이자율을 ir_t 라고 하자. 이 세 변수가 모두 1차 적분 변수 $I(1)$ 이고, 세 변수 사이에 공적분 관계가 존재한다면,

$$ECT_t = \delta_1 * lp_t + \delta_2 * hp_t + \delta_3 * ir_t \quad (4)$$

로 표현될 수 있으며, 이때 변수 ECT_t 는 안정적

인 변수 I(0)가 된다. 이제 이러한 공적분 관계를 포함하는 전세가격과 주택가격의 2변수 모형을 다음과 같이 구성한다.

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} * \Delta h p_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} * \Delta i r_{t-i} + \alpha_4 * (\delta_1 * l p_{t-1} + \delta_2 * h p_{t-1} + \delta_3 * i r_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta h p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} * \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} * \Delta h p_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} * \Delta i r_{t-i} + \beta_4 * (\delta_1 * l p_{t-1} + \delta_2 * h p_{t-1} + \delta_3 * i r_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

위 모형은 hp_t와 lp_t의 두 개 내생변수, 그리고 외생변수 ir_t로 구성된 벡터오차수정모형(VECM)이다. 식의 우변에 있는 (δ₁*lp_{t-1} + δ₂*hp_{t-1} + δ₃*ir_{t-1})은 세 변수간의 장기 균형관계를 나타내는 오차수정항(ECT_{t-1})이며, 두 계수의 비율, -δ₂/δ₁과 -δ₃/δ₁은 각각 주택가격과 이자율의 변동이 전세가격에 미치는 장기탄력성을 의미한다. 전세가격이 주택가격 및 이자율과 각각 양(+)의 상관관계를 갖고 있다면, δ₁을 1로 표준화하는 경우 δ₂와 δ₃는 모두 음(-)의 값을 갖게 된다.

α₄와 β₄는 오차수정항에 대한 조정계수로서 이 계수들은 변수들이 장기균형관계로부터 이탈이

되었을 경우, 장기 균형 관계로 회귀해나가는 변수들의 조정속도를 나타낸다. 오차수정항 내의 계수 δ₂가 음(-)일 때, α₄와 β₄의 부호는 각각 -와 +가 되어야 한다.¹¹⁾

주택가격과 전세가격간에 장기적인 균형관계가 존재하는가의 여부는 공적분 검정을 통해 이루어진다. 본 연구에서는 벡터오차수정모형에서 일반적으로 사용되는 요한슨 공적분 검정 방법을 사용하였다. 요한슨의 방법은 공적분 관계의 수와 모형의 계수들을 최우추정법(MLE)으로 추정하고 검정하는 방법으로서, 벡터오차수정 모형의 추정과 공적분 검정이 동시에 이루어지는 장점이 있다. 요한슨 공적분 검정은 우도비 검정 통계량(trace 통계량)을 통해 이루어진다.¹²⁾

주택가격과 전세가격간의 인과 관계는 그랜저 인과검정을 통해 분석될 수 있다. 위 모형에서처럼 변수 간에 공적분 관계가 존재하는 경우, 그랜저 인과검정은 벡터자기회귀(VAR) 모형보다는 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 이루어져야 할 것이다.¹³⁾ 그랜저 인과검정을 위한 귀무가설은 식 (5)와 (6)에서 다음과 같이 설정된다.

$$H_0^A: \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2p} = 0 \quad (7)$$

$$H_0^B: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2p} = 0 \quad (8)$$

식 (7)의 H₀^A는 주택가격이 전세가격을 그랜저

11) 오차수정항(δ₁*lp_{t-1} + δ₂*hp_{t-1} + δ₃*ir_{t-1})이 양(+)이라면 균형조건에 비해 전세가격이 상대적으로 높다는 것을 의미한다. 주택가격과 전세가격의 관계가 장기균형으로 회귀하기 위해서는 전세가격이 하락하거나 주택가격이 상승하여야 할 것이다. 이러한 관계가 성립하기 위해서는 α₄는 -, 그리고 β₄는 +의 부호를 가져야 한다.

12) 요한슨 공적분 검정에 관한 자세한 내용은 Johanson and Juselius(1992) 참조.

13) 이와 관련하여 자세한 내용은 Engle and Granger(1987) 참조.

코크(Granger-cause)하는가에 대한 귀무가설이며, 식 (8)의 H_0^B 는 전세가격이 주택가격을 그랜저 코크하는가에 대한 귀무가설이다. 귀무가설이 기각되면 인과성이 있는 것으로 판단한다.

IV. 실증 분석 결과

1. 데이터

본 연구에서는 주택의 매매가격(hp)과 전세가격(lp) 그리고 이자율(ir)의 월간 시계열 자료를 이용한다.¹⁴⁾ 주택의 매매가격과 전세가격은 국민은행에서 발표하는 전국 매매가격지수와 전세가격지수를 사용하였으며 X-11으로 계절 조정하였다. 이자율 지표로는 3년 만기 회사채수익률(AA-)을 사용하였다. 데이터 기간은 1987년 1월부터 2009년 12월까지이다.¹⁵⁾

<표 1>은 데이터에 대한 단위근 검정 결과이다. 단위근 검정은 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정, Phillipse-Perron(PP) 검정, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) 검정을 이용하였다.¹⁶⁾ ADF 검정과 PP 검정은 단위근이 존재한다는 것이 귀무가설이며, KPSS 검정은 단위근이 존재하지 않는다는 것이 귀무가설이다. 표에서 보는 바와 같이 세 변수 모두 1차 적분 변수 I(1)으로 보아도 무방한 것으로 판단된다.

<표 1> 단위근 검정 결과

변수	검정방법		
	ADF	PP	KPSS
hp	-1.133	-1.542	1.562***
lp	-1.921	-2.866*	2.005***
ir	-1.006	-1.398	1.802***
Δ hp	-3.380**	-6.770***	0.169
Δ lp	-3.862***	-8.506***	0.338
Δ ir	-5.665***	-13.430***	0.063

주: 검정을 위한 차수(lag)는 데이터가 월별자료임을 감안하여 12로 설정하였으며, 검정식에서 추세항은 고려하지 않았다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨을 표시한다.

실증 분석은 분석 기간을 1997년의 외환위기를 기점으로 두 기간으로 구분하여 진행하였다. 외환위기 이전 기간은 1987년 1월부터 1996년 12월까지이며, 외환위기 이후 기간은 1999년 1월부터 2009년 12월까지이다. 이처럼 기간을 구분한 이유는 첫째, 외환위기를 전후하여 경제구조가 크게 달라지면서 주택의 매매가격과 전세가격 간의 관계도 구조적으로 변화가 있었을 가능성이 있고, 둘째, 주택 시장과 밀접한 관련을 갖고 있는 이자율이 외환위기 이전과 이후에 확연한 차이를 보이고 있기 때문이다. <표 2>에서 보는 바와 같이 이자율의 기간 평균은 외환위기 이전에는 14.5%로 높았으나, 외환위기 이후에는 6.4%로 크게 낮아졌다.

14) hp와 lp는 로그 변환된 변수이며, ir은 원래의 수준변수이다.

15) 국민은행의 주택 매매가격 및 전세가격 데이터는 1986년 1월부터 가능하나, 회사채수익률 데이터는 통계청의 KOSIS에서 1987년 1월부터 가능하다.

16) ADF 검정, PP 검정, KPSS 검정에 대해서는 각각 Dickey and, Fuller(1979), Phillips and Perron(1988), Kwiatkowski et al.(1992)을 참조.

<표 2> 데이터의 기간별 통계

	외환위기 이전 (1987.1-1996.12)			외환위기 이후 (1999.1-2009.12)		
	평균(%)	표준편차	변동성	평균(%)	표준편차	변동성
Δhp	0.356	0.949	2.666	0.412	0.607	1.473
Δlp	0.712	1.113	1.563	0.457	0.669	1.464
ir	14.478	2.323	0.160	6.398	1.613	0.252

주: 변동성은 표준편차/평균으로 계산하였다.

2. 공적분 검정 및 모형의 추정 결과

주택가격과 전세가격이 장기적인 균형관계를 갖고 있는가를 검토하기 위해 본 연구에서는 요한슨의 공적분 검정을 실시하였다. 요한슨 공적분 검정에서는 오차수정모형의 추정이 함께 이루어진다. 따라서 모형(식5와 식6)에서의 시차(p)를 우선적으로 결정해야 한다. 모형에서의 적정 시차(p)는 두 기간 모두 AIC 기준으로는 2 그리고 BIC 기준으로는 1로 나타나고 있는데, 본 연구에서는 AIC 기준에 따라 시차(p)를 2로 설정하였다. <표 3>은 공적분 검정 결과를 보여주고 있다.

<표 3> 공적분 검정 결과

귀무 가설	외환위기 이전 (1987.1-1996.12)		외환위기 이후 (1999.1-2009.12)	
	trace통계량	p-value	trace통계량	p-value
$r < 1$	17.054	0.697	31.538	0.042
$r < 2$	0.529	0.999	3.457	0.933

주: r은 공적분 수를 표시한다.

위 표에서 보는 바와 같이 외환위기 이전에는 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타나고 있으며, 외환위기 이후에는 5%의 유의수준 하에서 1

개의 공적분이 있는 것으로 검정되고 있다. 즉 외환위기 이전에는 주택가격과 전세가격간에 장기균형관계는 존재하지 않았으나 외환위기 이후에는 두 가격 간에 장기균형관계가 존재하고 있는 것으로 판단할 수 있다.

벡터오차수정모형은 공적분의 존재를 전제로 설정된 모형이다. 따라서 공적분이 존재하지 않는 것으로 검정된 외환위기 이전 기간에 대해서는 벡터오차수정모형의 적용이 무의미하며, 공적분이 존재하는 외환위기 이후 기간에 대해서만 벡터오차수정모형을 적용할 수 있다. <표 4>는 외환위기 이후 기간에 대한 벡터오차수정모형의 추정 결과이다.

<표 4> VECM 추정 결과(외환위기 이후)

	Δhp_t		Δlp_t	
	계수	t값	계수	t값
상수	-0.042	(-4.168)	0.007	(0.800)
Δhp_{t-1}	0.707	(7.105)	0.061	(0.714)
Δhp_{t-2}	-0.321	(-3.266)	-0.131	(-1.549)
Δlp_{t-1}	0.277	(2.315)	0.909	(8.851)
Δlp_{t-2}	0.092	(0.764)	-0.045	(-0.435)
Δir_t	0.014	(0.149)	-0.060	(-0.760)
Δir_{t-1}	-0.012	(-0.125)	0.004	(0.054)
Δir_{t-2}	-0.160	(-1.783)	0.045	(0.577)
ECT _{t-1}	0.024	(4.270)	-0.003	(-0.708)
오차수정항	ECT _t = $lp_t - 0.575*hp_t - 2.326*ir_t$ (-7.134) (-2.367)			

주: 오차수정항의 ()안은 추정계수에 대한 t값이다.

<표 4> 하단의 오차수정항은 주택가격, 전세가격, 이자율간의 장기균형 관계를 보여주고 있다. 즉, 오차수정항이 0이면 $(ECT_t = 0)$, $lp_t = 0.575*hp_t + 2.326*ir_t$ 이며, 이 식은 세 변수간의

17) 적정 시차는 두 변수로 이루어진 VAR 모형에서 계산하였다.

장기균형 관계를 나타낸다. 오차수정항 내의 계수들에 대한 추정 결과를 보면, 전세가격은 장기적으로 주택가격과 양(+)의 관계를 보이고 있으며, 이자율과도 양(+)의 관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 앞서 살펴 본 이론적 부호와 일치하고 있다. 전세가격의 주택가격 변화에 대한 장기 탄력성은 0.575이며, 이자율 변화에 대한 장기 탄력성은 2.326이다. 즉 주택가격이 10% 상승하면 장기적으로 전세가격은 5.75%가 상승하며, 이자율이 1% 포인트 상승하면 장기적으로 전세가격은 2.326% 높아지게 된다는 것을 의미한다.

<표 4>의 중단은 나머지 계수들에 대한 추정 결과이다. 먼저 오차수정항(ECT_{t-1})에 대한 계수를 살펴보면, 추정된 계수들의 부호는 이론적 부호와 일치하고 있으며, 계수의 절대적 크기는 주택가격 방정식(Δhp_t)에서는 0.024 그리고 전세가격 방정식(Δp_t)에서는 0.003으로, 주택가격 방정식에서의 계수의 크기가 훨씬 큰 것으로 추정되었다. 그리고 전세가격 방정식에서의 추정 계수에 대한 t 값은 주택가격 방정식에서의 추정 계수와는 달리 계수가 0이라는 귀무가설을 기각시키기 어렵다. 이러한 추정 및 검정 결과는 장기 균형으로부터 괴리가 발생하였을 경우, 그 괴리는 전세가격을 통해서보다는 주로 주택가격의 변화를 통해서 조정이 되어나간다는 것을 의미한다.¹⁸⁾ 다만, 계수의 크기가 작아서 조정은 완만한 속도로 이루어지고 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 4>의 주택가격 방정식의 추정 결과에서 보는 바와 같이, 전세가격은 주택가격에 단기적으로 상당한 영향을 미치고 있다. 전기의 전세가

격 변동(Δp_{t-1})의 계수는 0.277이며, t 값도 2.315로 높은 수준이다. 한편, 이자율이 주택가격에 미치는 영향은 시차를 갖는 것으로 나타나고 있다. 당월(Δir_t)이나 1개월 전의 이자율 변동(Δir_{t-1})의 계수는 2개월 전(Δir_{t-2})의 계수에 비해 상대적으로 그 크기가 상당히 작을 뿐만 아니라 계수들의 t 값도 매우 낮게 추정되었다. 추정 결과에 의하면, 이자율 1% 포인트의 상승은 2개월 후에 주택가격을 0.16% 상승시키는 효과를 갖는 것으로 나타나고 있다.

<표 4>의 전세가격 방정식의 추정 결과를 살펴보면, 주택가격 방정식의 추정 결과와는 달리, 주택가격이나 이자율의 변동이 전세가격에 미치는 영향은 매우 작게 나타나고 있다. 계수들의 크기가 전반적으로 작으며, t 값도 매우 낮은 수준이다. 이러한 결과는 전세가격이 주택가격이나 이자율과 장기적으로는 밀접한 관계를 갖고 있으나, 단기적으로는 이들 변수들의 변동에 크게 영향을 받지 않는다는 것을 의미한다고 하겠다.

3. 그랜저 인과 검정 결과

주택가격과 전세가격간의 인과관계를 살펴보기 위해 그랜저 인과검정을 시행하였다. 본 연구에서는 공적분 검정 결과에 따라 외환 위기 이후의 기간에서는 벡터오차수정 모형을 이용하여 그랜저 인과 검정을 수행하였으며, 외환위기 이전의 기간에서는 공적분 관계가 존재하지 않기 때문에 벡터오차수정모형이 아닌 벡터자기회귀(VAR) 모형을 사용하였다. 검정에 사용된 벡터자기회귀

18) 이러한 분석 결과는 미국의 임대료와 주택가격의 관계에서 임대료와 주택가격의 장기 균형이 깨어졌을 때, 주택가격의 변화를 통해 장기 균형 관계를 회복한다고 분석한 Gallin(2008)의 결과와 유사한 측면이 있다.

모형은 식 (5)와 (6)의 벡터오차수정모형에서 오차 수정항을 제외한 형태로서 이자율 변수를 외생변수로 포함하고 있다.¹⁹⁾ 벡터자기회귀 모형의 추정 은 통상최소자승법(OLS)으로 하였으며, 가설 검정 은 F통계량을 이용하였다. <표 5>는 두 기간에 대한 그랜저 인과 검정의 결과를 보여주고 있다.

<표 5> 그랜저 인과검정 결과

귀무가설	외환위기 이전 (1987.1-1996.12)		외환위기 이후 (1999.1-2009.12)	
	F통계량	p-value	F통계량	p-value
lp ⇨ hp	0.496	0.610	8.184	0.017
hp ⇨ lp	1.582	0.210	1.407	0.494

주: lp ⇨ hp는 'lp가 hp를 그랜저 코즈하지 않는다'라는 귀무가설이다.

<표 5>에서 보는 바와 같이, 외환위기 이전 기간에는 두 개의 귀무가설 모두에 대해서 p값이 높게 계산되면서, 주택가격과 전세가격 간에는 인과관계가 존재하지 않는다는 검정 결과가 나타나고 있다. 한편, 외환위기 이후의 기간에서는 주택가격의 변동이 전세가격에 영향을 주지 않는다는 귀무가설은 기각되지 못하고 있으나, 전세가격의 변동이 주택가격에 영향을 준다는 귀무가설은 5%의 유의수준 하에서 기각되고 있다. 즉 외환위기 이후의 기간에서는 주택가격의 변동은 전세가격에 영향을 주지 않으나, 전세가격의 변동은 주택가격에 영향을 주는 것으로 판단할 수 있다.

본 연구에서의 그랜저 인과검정 결과를 기존의 연구 결과와 비교하면, <표 6>과 같다.

<표 6> 그랜저 인과검정 결과 비교

구분	모형	변수 및 기간	결과
임정호(2006)	VAR	전국주택가격(수준변수): 1986.1.-2004.6.	매매가격→전세가격 전세가격↔매매가격
입규채 · 기석도(2006)	VAR	전국아파트가격(차분변수): 1987.1-2005.12	매매가격↔전세가격 전세가격↔매매가격
박헌수 · 안지아(2009)	VAR	서울 25개구 아파트가격(차분변수): 2002.12.-2009.5.	매매가격→ 전세가격(5개구) 전세가격→매매가격(12개구)
문규현(2010)	VAR	전국주택가격(차분변수): 1986.1.-2009.3.	매매가격↔전세가격 전세가격→매매가격
		전국주택가격(변동성변수): 1986.1.-2009.3.	매매가격↔전세가격 전세가격→매매가격
본논문(2010)	VAR	전국주택가격(차분변수): 1987.1.-1996.12.	매매가격↔전세가격 전세가격↔매매가격
	VECM	전국주택가격(차분변수): 1999.1.-2009.12.	매매가격↔전세가격 전세가격→매매가격

주: 문규현(2010)에서 변동성변수는 차분변수의 제곱으로 계산된 변수임

19) 여기에서 사용하는 VAR 모형은 다음과 같다. (시차 p는 VECM에서와 같이 2로 설정)

$$\Delta lp_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta lp_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} * \Delta hp_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} * \Delta ir_{t-i}$$

$$\Delta hp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} * \Delta lp_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} * \Delta hp_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} * \Delta ir_{t-i}$$

V. 결론

본 연구에서는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여, 우리나라의 주택가격과 전세가격의 상호관계를 실증적으로 분석하였다. 벡터오차수정모형은 주택가격과 전세가격의 내생변수 외에 이자율을 외생변수로 포함하는 형태로 구성하였으며, 모형을 통해 공적분 검정과 장기균형식 추정 그리고 그랜저 인과검정을 실시하였다. 실증분석 기간은 1987년 1월부터 2009년 12월까지이다.

실증 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 외환위기 이전에는 공적분이 존재하지 않으며, 외환위기 이후에는 5%의 유의수준 하에서 1개의 공적분이 있는 것으로 검정되고 있다. 즉 외환위기 이전에는 주택가격과 전세가격간에 장기균형관계가 성립하지 않았으나 외환위기 이후에는 두 가격 간에 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타났다.

둘째, 외환위기 이후 기간에서의 장기 균형관계 즉, 오차수정항내의 변수들에 대한 추정 계수들은 이론적 부호와 일치하는 결과를 보였다. 추정 계수를 이용하여 계산한 주택가격 변화에 대한 전세가격의 장기 탄력성은 0.575이며, 이자율 변화에 대한 장기 탄력성은 2.326이다. 즉 주택가격이 10% 상승하면 장기적으로 전세가격은 5.75%가 상승하며, 이자율이 1% 포인트 상승하면 장기적으로 전세가격은 2.33% 높아지게 된다는 것이다.

셋째, 장기균형으로부터 괴리가 발생하였을 경우, 그 괴리는 주로 주택가격의 변화를 통해서 균형으로 회귀하는 것으로 분석되었다. 전세가격 방정식에서의 오차수정항 변수에 대한 추정 계수는 주택가격 방정식에서의 계수에 비해 크기가

현저하게 작을 뿐만 아니라 t값도 매우 낮은 수준이었다. 반면 주택가격 방정식에서의 추정 계수의 크기는 0.024로서 매우 높은 t값을 갖고 있었다. 다만, 추정계수의 크기로 볼 때, 주택가격 변화를 통한 조정은 완만한 속도로 이루어지고 있음을 보여주고 있다.

넷째, 그랜저 인과검정의 결과는 외환위기 이전의 기간에는 주택가격과 전세가격간에 인과관계를 찾아보기 어려운 것으로 나타났다. 반면에 외환위기 이후의 기간에서는 주택가격이 전세가격을 그랜저 코즈하지는 않으나, 전세가격은 주택가격을 그랜저 코즈하는 것으로 분석되었다.

주택가격과 전세가격간의 장기적 균형관계에 괴리가 발생하는 경우 주로 주택가격의 변화를 통해서 그러한 차이가 조정되고, 전세가격의 변화가 주택가격의 변화를 초래하는 반면 주택가격의 변화가 전세가격에는 별 영향을 미치지 않는다는 위의 분석 결과는 그 이유를 주택시장과 전세시장의 차이에서 찾아야 할 것이다. 전세의 가치는 기본적으로 주택이 주는 주택서비스의 크기에 따라 결정된다. 따라서 주택서비스의 변화가 동반되지 않는 주택가격의 변화는 전세가격에 직접적으로 영향을 주기가 쉽지 않을 것이다. 반면 주택가격은 주택서비스 뿐만이 아니라 투자재로서의 주택가치에도 크게 영향을 받는다. 따라서 전세가격의 변화는 투자재로서의 주택가치에 직접적으로 영향을 미치게 되고, 이러한 경로를 통해 전세가격의 변화가 주택가격에 반영되는 효과를 갖게 된 것으로 해석할 수 있을 것이다.²⁰⁾

논문접수일 : 2010년 11월 20일

심사완료일 : 2010년 12월 30일

참고문헌

1. 문규현, 2010, “국내 주택시장의 가격발전 - 매매가격/전세가격을 중심으로,” *산업경제연구* 23-2, pp.797-811.
 2. 박현수·안지아, 2009, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구,” *부동산연구* 19-1, pp.27-49
 3. 이용만, 2000, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가? -전세/주택가격 비율의 상승에 대한 해석” *부동산학연구* 6-1, pp.9-22.
 4. 임규채·기석도, 2006, “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구,” *산업경제연구* 19-3, pp.1203-1223.
 5. 임정호, 2006, “주택매매시장, 전세시장 및 월세시장간의 상호연관성에 관한 연구,” *주택연구* 14-1, pp.165-193.
 6. 조동철·성명기, 2004, “실질금리, 부동산가격과 통화정책,” *KDI정책연구* 26-1, pp.4-33.
 7. Campbell,S.D. M.A.Davis, J.Gallin and R.F.Martin, 2006, “A Trend and Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio in Housing Markets,” Federal Reserve Board FEDS Paper 2006-29.
 8. Cutts, A., R. Green, and Y. Chang, 2005, “Did Changing Rents Explain Changing House Prices During the 1990s,” *American Real Estate and Urban Economics Association* 2004 Annual Meetings.
 9. Dickey,D. and W.A.Fuller, 1979, “Distribution of the Estimattors for Time Series Regressions with a Unit Root.” *Journal of American Statistical Association* 74, pp.427-431.
 10. Engle,R. and C.W.J. Granger, 1987, “Co-integration and an Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica* 55, pp.251-276.
 11. Gallin, J., 2008, “The Long-run Relationship between House Prices and Rents,” *Real Estate Economics* 36-4, pp.635-658.
 12. Johansen,S. and K.Juselius, 1992, “Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK,” *Journal of Econometrics* 53, pp.211-244.
 13. Kwiatkowski,D., P.C.B.Phillips, P.Schmidt, Y.Shin, 1992, “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root.” *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.
 14. Phillips,P.C.B. and P.Peron, 1988, “Testing for a Unit Root in Time Series Regressions.” *Biometrika* 65, pp.335-346.
 15. Stevenson,S., 2000, “A Long-Term Analysis of Regional Housing Markets and Inflation,” *Journal of Housing Economics* 9, pp.24-39.
-
- 20) 그러나 외환위기 이전의 기간에 대한 인과검정 결과는 전세가격이 주택가격을 그랜저 코즈하지 않는 것으로 나타난 바 있다. 그 이유는, 1991년부터 외환위기까지 주택시장이 지속적인 침체를 보인 것에서 찾을 수 있을 것이다. 즉 동 기간 중 전세가격이 꾸준히 상승하였음에도 불구하고, 주택가격이 정체 내지는 하락세를 나타내면서, 전세가격의 변화가 주택가격에 반영되는 효과가 극히 제한적이었을 것으로 판단된다. 주택시장의 상황이 전세가격과 주택가격간의 인과관계에 어떠한 영향을 미치는 가에 대한 보다 심도있는 연구가 이루어져야 할 것이다.