

사용자비용과 임차비용의 격차와 주택가격 간의 장기적 관계에 관한 연구

Long-Term Relationship between the Gap in User-Rental Costs and Housing Prices

마 승 렬 (Seungryul Ma)*

〈 Abstract 〉

we conducted this study to confirm the long-term relationship between the home owner's user cost(C_t) and renter's rental cost(R_t) of the same house as well as confirming the long-term relationship between the value of $(R_t - C_t)$ and housing price(H_t). To do this, after building reasonable formulas to calculate the values of C_t and R_t varied by time t, we analyzed the values of C_t and R_t by region. In the end, we presented the future forecasted values of $(R_t - C_t)$ and H_t . Related to the long-term relationship between C_t and R_t , it is expected that the demand for home buying would increase when the situation of $C_t < R_t$ lasted. On the contrary, the demand for home buying would decrease when the situation of $C_t > R_t$ lasted. Meanwhile, the potential home buyer could prefer renting to buying the same home when the growth rate of house price is lower than average growth rate. This period is expected to be highly related to the period when the situation of $C_t > R_t$ lasted, and in our analysis, we could confirm this close relationship. It is expected that the analyzed results of the long-term relationship between $(R_t - C_t)$ and H_t as well as the forecasting method we used in our analysis could be used as a meaningful indicator to estimate the future direction of housing market environment by region in advance.

키워드 : 사용자비용, 임차비용, 주택가격, 잠재적 주택매입자

Keyword : User Cost, Rental Cost, Housing Price, Potential Home Buyer

* 손사경영연구소 소장, samhan12@hanmail.net

I. 서론

주택시장에서 잠재적 주택소유자들의 주택매입에 대한 수요의 증가와 감소에 대한 환경 변화는 주택가격의 변화 추세와 밀접한 관계를 가지면서 움직이는 것으로 볼 수 있다. 즉, 주택매입에 대한 수요 감소는 주택가격의 하락요인으로 작용할 수 있고 반대로 주택매입에 대한 수요 증가는 주택가격의 상승요인으로 작용할 수 있다. 이때 주택매입에 대한 수요의 변화와 관련된 시장 환경은 시간의 경과에 따라 변화하는 사용자비용과 임차비용간의 장기적 관계 및 주택가격 추이 변화 등의 상황을 종합적으로 분석하여 파악해볼 수 있다 (Himmelberg et al., 2005)¹⁾. 사용자비용은 주택소유에 따르는 연간 소요비용을 의미하는데, 주택소유자가 자가주택에서 제공받는 주거서비스를 위해 지불하는 관념적인 가격 (notional price)으로서 주택소유에 따르는 비용 및 이를 상쇄시키는 수익으로 이루어 지는데, 국내의 선행연구에서 연구자들은 주로 Hendershott and Slemrod(1982)에서 제시된 방법을 우리나라 실정을 고려하여 수정한 산식을 사용하여 분석에 사용하였다 (Duffy, 2011; 이수욱 외, 2015; 이소영·정의철, 2017; 정의철, 2017).

임차비용은 주택의 임차에 따르는 연간 소요비용을 의미하는데, 국내의 대다수 연구에서는 전세 세입자의 경우 전세보증금을 연간임대료로 전환한 전환임대료를 추정하여 분석하고, 보증부월세 세입자의 경우에는 보증금에 대하여는 전환임대료를 추정하고 여기에 연간임대료(=월임대료*12)를 더한 추정값을 이용하여 분석하고, 순수월세세입자의 경우에는 연간임대료(=월임대료*12)를 사용하여 분석하고 있다(한지혜외, 2015; 이수욱 외, 2015).

시장에서 주택매입 수요에 대한 균형상태는 사용자비용과 임차비용이 같은 수준에 있을 때 유지되고 사용자비용이 임차비용보다 더 큰 경우 매입수요는 상대적으로 감소하고 반대의 경우에는 증가하는 것으로 볼 수 있다(Himmelberg et al., 2005; Hill and Syed, 2013).

사용자비용의 평가와 함께 동일규모, 동일가격대의 주택에 대한 임차비용의 크기를 평가한 후 그 크기를 사용자비용과 비교해보면 주택시장의 균형상태 여부 및 향후 주택매입에

1) 국내의 대다수 연구에서는 주택점유형태를 결정하는 요인 들을 분석할 때, 사용자비용 및 사용자비용과 임차비용간의 상대적 주거비용을 중요한 영향요인 중 하나로 포함하여 분석하고 있음을 확인할 수 있다 (이수욱 외, 2015; 한지혜 외, 2015; 이소영·정의철, 2017; 정의철, 2017).

대한 수요 상황의 변화를 가늠해볼 수 있을 것으로 기대된다.

자가소유에 따른 주택소유자의 사용자비용은 시점 $t=0$ 에서 동일한 대출상품, 동일한 조건하에서 같은 크기(예: LTV 40%)의 금액을 대출받고, 같은 크기의 자기부담금($H_0 * 60%$)을 지불하면서 동일한 가격(예: $H_0=1$ 억원)의 주택을 매입한 경우라 하더라도 시간의 경과에 따라 주택가격변화율과 금리 등이 각각 상이하게 변화하기 때문에 사용자비용의 크기는 시간의 경과에 따라 변화할 것이며, 지역별 주택가격변화율 차이로 인해 지역간에도 사용자비용의 크기는 달라질 것으로 예상된다. 또한 동일규모의 주택인 경우에 있어서도 상대적으로 고가인 주택을 매입한 소유자가 부담하는 사용자비용이 상대적으로 더 크게 될 것이다.

한편, 기존의 임차비용 산정 관련 연구를 살펴보면 월세 세입자를 기준으로 임차비용(전환임대료)을 평가하고 이를 사용자비용과 대비하여 분석하였음을 확인할 수 있다. 그러나 본 연구는 선행연구와는 달리 전세 세입자를 기준으로 임차비용을 평가한 후 이를 사용자비용과 대비하여 양자간의 장기적 관계를 분석하고자 한다. 이는 현실적으로 국내의 임차 시장에서 전세세입자 또는 보증부월세세입자가 순수월세 세입자수에 비해 그 수가 현저히 더 많다는 점을 고려한 것이며, 아울러 시장 상황에 따라 주택을 매입할 것인지 아니면 유사한 주택에 계속 전세 세입자로 거주할 것인지를 판단해야하는 잠재적 주택매입자는 순수월세 세입자가 아닌 전세 세입자로 간주하는 것이 더 합리적인 것으로 판단했기 때문이다²⁾.

본 연구는 주택시장에서 자가주택을 소유하는 경우 부담하게 되는 사용자비용(C_t)과 동일주택에 전세 거주하는 경우 임차인이 부담하게 될 임차비용(R_t)을 각각 계산한 후 양자간의 장기적 관련성을 분석하며, 이어서 시장상황을 보다 더 종합적으로 살펴보기 위해 $(R_t - C_t)$ 값의 변화와 주택가격(H_t) 간의 장기적 관련성도 함께 분석한다. 주택가격 상승률이 과거의 평균상승률 보다 낮은 상태로 지속되는 시기에는 주택을 매입하는 것 보다 동일주택에 전세 거주하는 것이 더 선호될 수 있다. 따라서 이 시기에는 $C_t > R_t$ 의 상황이 지속되는 시기와 관련성이 높을 것으로 예상해 볼 수 있다.

이러한 관련성을 분석하기 위해 본 연구는 시점 t 에 따라 변화하는 C_t 와 R_t 의 시변

2) 마승렬·김경선(2019)의 연구에 의하면 임차 유형별로 세입자가 부담하는 임차비용 부담은 전세세입자<보증부월세세입자<순수월세세입자로서 전세세입자의 임차비용 부담이 상대적으로 가장 작은 것으로 평가되었다.

(time varying) 특성을 고려해줄 수 있는 산식을 설정한 후 지역별로 구분하여 분석하고, 최종적으로 $(R_t - C_t)$ 와 H_t 값의 미래 예측치를 통해 주택시장 환경의 지역별 변화 방향을 진단해 보고자 한다³⁾. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 사용자비용과 임차비용의 분석모형 및 분석에 사용할 자료를 설명하고 제 III 장에서는 본 연구의 분석결과를 해석한다. 마지막 제 IV 장에서는 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 분석모형 및 자료

1. 사용자비용의 산식 설정

Hendershott and Slemrod(1982)은 자가 소유자의 사용자비용을 산정하기 위해 다음과 같은 간단한 형태의 사용자비용 산식을 제시하였다.

$$C = [(1 - \tau)(i + \tau_p) - \pi + \delta]H \quad (1)$$

여기서 C 는 사용자비용, τ 는 소득세율, i 는 이자율, τ_p 는 재산세율, π 는 기대자본수익률, δ 는 유지관리비용율(감가율), H 는 주택가치를 각각 나타낸다. Hendershott and Slemrod(1982) 이후 사용된 사용자비용 산식은 주로 다음과 같은 형태로 설정되어 분석에 사용되었다(Duffy, 2011).

3) 주거비용과 주택가격간의 관련성을 분석할 때 $(R_t - C_t)$ 대신에 전세가/매매가비율($Ratio_t$)을 주거비용의 대용변수로 사용하여 분석할 수도 있다. $Ratio_t$ 와 주택가격간의 관계를 분석한 선행연구들을 살펴보면 $Ratio_t$ 가 주택가격을 예측하는데 있어서 유용한 변수가 될 수 있는지 여부에 초점을 두고 있다. 이와 관련된 선행연구로는 이용만(2000), 이상준·임덕호(2010) 등의 연구를 들 수 있는데 연구자별로 상반된 분석결과를 보여주고 있다. 이용만(2000)은 $Ratio_t$ 가 주택가격 변화를 예고해줄 수 있는 지표로 사용되기 어렵다는 분석결과를 도출하고 있으며, 이상준·임덕호(2010)의 연구에서는 $Ratio_t$ 가 주택가격상승률에 음(-)의 영향을 미친다는 분석결과를 도출하였다. 후술하는 본 연구의 분석결과에 의하면 $(R_t - C_t)$ 는 주택가격을 예측하기 위한 설명변수로서 사용가능한 변수인 반면 $Ratio_t$ 는 이용만(2000)의 연구에서와 같이 주택가격을 예측하기 위한 설명변수로 사용하기에는 부적절한 것으로 확인되었다.

$$C = \{ [\alpha i_b + (1 - \alpha) i_m] (1 - \tau) + \delta - \pi \} \times H \quad (2)$$

여기서 α 는 주택 매입시의 자기부담금(downpayment) 비율, i_b 는 명목예금금리를 각각 나타낸다. 따라서 αi_b 는 주택구입을 하지않았더라면 다른 투자처에 투자하여 얻을 수 있었을 기회비용 부분을 나타낸다. $(1 - \alpha)$ 는 주택매입시의 대출금 비율, i_m 은 명목 모기지이자율이다. 따라서 $(1 - \alpha) i_m$ 은 대출로 인해 지급되는 비용부분을 나타낸다. 국내의 선행연구에서 연구자들이 주로 사용한 사용자비용 산식은 Hendershott and Slemrod(1982)에서 제시된 방법을 우리나라 실정을 고려하여 수정한 다음과 같은 산식이다(이수옥외, 2015; 이소영 · 정의철; 2017; 정의철, 2017).

$$C = [\alpha i_c (1 - \tau_1) + (1 - \alpha) i_m (1 - \tau_2) + \tau_p + \delta + \theta - \pi] H \quad (3)$$

여기서 τ_1 은 이자소득세율, i_c 는 금융자산수익률, τ_2 는 한계소득세율, i_m 은 주택담보대출금리, τ_p 는 주택 재산세 실효세율, θ 는 주택투자 위험프리미엄을 각각 의미한다. 사용자비용을 다루고 있는 국내의 대부분의 연구들에서는 식(3)에서 τ_1 , τ_2 , α , i_m , i_c , τ_p , δ , θ , π 각각의 값들을 임의적 가정 하에서 특정의 고정된 값을 적용하여 분석에 사용하고 있다. 그러나 이들 변수들 중 특히 i_c , i_m , π 는 확률변수들이므로 사용자비용 평가 시 이들 값들의 시변 특성을 분석에서 반영해줄 필요가 있다. 또한 τ_2 , τ_p , δ , θ 의 값 들도 하나의 고정된 값을 가정하여 분석하면 분석결과 해석에 왜곡을 초래할 여지가 있다. 식(3)에서 우변의 $\alpha i_c (1 - \tau_1)$ 부분은 주택구입을 하지않았더라면 다른 투자처에 투자하여 얻을 수 있었을 기회비용 부분이며 이때 이자소득세를 부담하여야 할 것이기 때문에 실제 계산에서 이자소득세율(τ_1)을 공제해주는 것이 합리적이지만 $(1 - \alpha) i_m$ 은 대출로 인해 지급되는 비용부분이므로 이자소득세율(τ)을 공제해주는 것이 합리적이지 못하다. 따라서 식(3)에서는 $(1 - \alpha) i_m (1 - \tau_2)$ 의 형태로 산식을 수정하여 대출로 인해 지급되는 비용부분에는 소득세 감면효과(τ_2)를 계산에 반영하였다.

본 연구의 실제 분석에서는 현실적으로 τ_2 의 값에 대한 합리적 가정이 어려운 관계로

이 부분을 식(3)에서와 같이 설정하지 않고 Fox and Tulip(2014)에서 사용한 수식과 같이 $\alpha i_c(1 - \tau_1) + (1 - \alpha)i_m$ 의 형태로 수정 적용하였다. 또한 감가율(δ), 주택투자에 대한 위험 프리미엄(θ) 및 주택 재산세 실효세율(τ_p)은 연구자들마다 각각 임의의 양(+의 값)을 적용하여 분석하는데 본 연구에서는 일차적으로 이들 값을 모두 영(zero)으로 가정하여 분석한다.⁴⁾ 가계의 한계소득세율, 재산세 실효세율, 감가상각비율, 주택투자에 대한 위험프리미엄 부분을 제외하고 식(3)의 수식 표현을 재정리해보면, 사용자비용은 다음과 같은 수식으로 변경된다.

$$C = \{[\alpha i_c(1 - \tau_1) + (1 - \alpha)i_m] - \pi\}H \quad (4)$$

본 연구의 실제 분석에서는 위의 식(4)를 기초로 하여 사용자비용의 시변(time varying) 특성을 나타내기 위해 다음과 같은 사용자비용 수식을 설정하여 분석한다.

$$C_t = \{[\alpha H_0 + (H_t - H_0)]i_t^f(1 - \tau_1) + (1 - \alpha)i_t^m H_0\} - \pi_t H_t \quad (5)$$

식(5)에서 C_t 는 시점 t의 사용자비용, i_t^f 는 시점 t의 무위험수익률⁵⁾, i_t^m 은 시점 t의 모기지이자율을 의미한다. H_t 는 시점 t에서의 주택가격이며 π_t 는 t+1시점 주택가격변화에 대한 시점 t에서의 기대주택가격변화율을 나타낸다.

4) 주택의 감가부분 효과(wear and tear effect)는 주택가격변화율(π)에 이미 반영되어 있는 것으로 볼 수 있으므로 사용자비용 산식에서 제외할 수 있다(Flavin and Yamashita, 2002; Fox and Tulip, 2014). 또한 주택매입에 따르는 위험 프리미엄은 잠재적 매입자의 위험에 대한 태도에 따라 음(-)의 값을 가질 수도 있을 것이다. 참고로 미국의 대다수 가구주(약 71%)는 주택을 안전투자처로 간주한다고 한다(Adelino et al., 2018). 이러한 이유로 본 연구는 이들 값을 사용자비용 산식에서 제외하였으며, 재산세 부분은 전체 비용에서 차지하는 비중이 경미한 것으로 판단하여 산식에서 제외하였다. 그러나 본 연구의 제III장 제3절에서는 이들 값을 산식에서 생략함으로써 야기될 수 있는 분석결과와 왜곡을 합리적으로 조정하는 방법에 대하여 추가적으로 논의할 것이다.

5) 본 연구의 실제 분석에서는 금융자산수익률(i_c)의 대응변수로 Himmelberg et al.(2005)에서와 같이 무위험수익률인 국고채수익률을 사용하여 분석한다.

2. 임차비용의 산식 설정

임차비용 산정 시 선행연구와는 달리 본 연구는 전세 세입자를 기준으로 임차비용을 평가한 후 이를 사용자비용과 대비하여 양자간의 장기적 관계를 분석한다. 이때, 전세세입자의 임차비용의 크기는 아파트매매가격 대비 전세가격비율(ratio of jeonse price to purchase price), 전세가격지수 등을 이용하여 구할 수 있는데 식(6)과 같은 수식을 설정하여 계산할 수 있다.

$$R_t = [\beta J_0 + (J_t - J_0)] i_t^f (1 - \tau) + [(1 - \beta) J_0] i_t^j \quad (6)$$

여기서 β 는 초기($t=0$) 전세가격($J_0 = w_0 H_0$) 대비 세입자의 자기부담 비율을 의미한다. w_0 는 시점 $t=0$ 에서의 아파트매매가격 대비 전세가격비율이다. J_t 는 시점 t 의 전세가격이며, i_t^j 는 시점 t 의 전세자금대출이자율이다.

전세계약은 2년마다 갱신되기 때문에 식(6)에서 $J_0 \sim J_{23}$ 까지의 값은 J_0 와 동일, $J_{24} \sim J_{47}$ 까지의 값은 J_{24} 와 동일, ..., $J_{96} \sim J_{119}$ 까지의 값은 J_{96} 과 동일한 것으로 가정한다. 동일주택의 전세가격은 2년마다 변경되지만, 전세보증금대출액 크기는 $t=0$ 시점 대출액 $((1 - \beta)J_0)$ 이 변동없이 전기간 동일하게 유지되는 것으로 가정하며⁶⁾ 본 연구의 실제 분석에서 α 와 β 값은 다음의 관계를 유지하는 것으로 가정한다.

$$\beta = \min \left[100\%, \frac{\alpha}{w_0} \right] \quad (7)$$

즉, 본 연구는 주택매입시 αH_0 크기의 자기부담금(downpayment)을 납입할 수 있는 것으로 가정하였을 때, 동일한 주택을 매입하지 않고 전세 세입자로 거주하는 경우에도 αH_0 와 동일한 크기의 자기부담금을 전세보증금($J_0 = w_0 H_0$)의 일부로 납입할 수 있는 것

6) “버팀목전세자금대출”을 예로 들면 동 상품은 대출기간이 2년이며 4회까지 대출기간을 연장하여 최장 10년까지 이용이 가능한 상품이다. 기한 연장시 마다 최초 대출금의 10% 이상 상환 또는 상환불가 시에는 연 0.1%p의 금리가 가산 적용된다. 상환방법은 만기일시상환방법 또는 혼합상환방법을 채택하고 있으며 대출가능금액은 임차보증금의 70% 이내이다.

으로 가정한다. 이때 $\alpha H_0 = \left(\frac{\alpha}{w_0}\right)w_0 H_0 = \left(\frac{\alpha}{w_0}\right)J_0 = \beta J_0$ 의 관계가 성립하므로 β 값은 α 와 w_0 값을 이용하여 결정할 수 있다. 아파트 매입시점을 2005년 1월, 2010년 1월인 두가지 경우로 구분하였을 때 본 연구에서 가정한 전국아파트의 α 와 β 값의 관계를 예시해 보면 <표 1>과 같다⁷⁾.

<표 1> α 와 β 값의 관계 예시 (전국아파트의 경우)

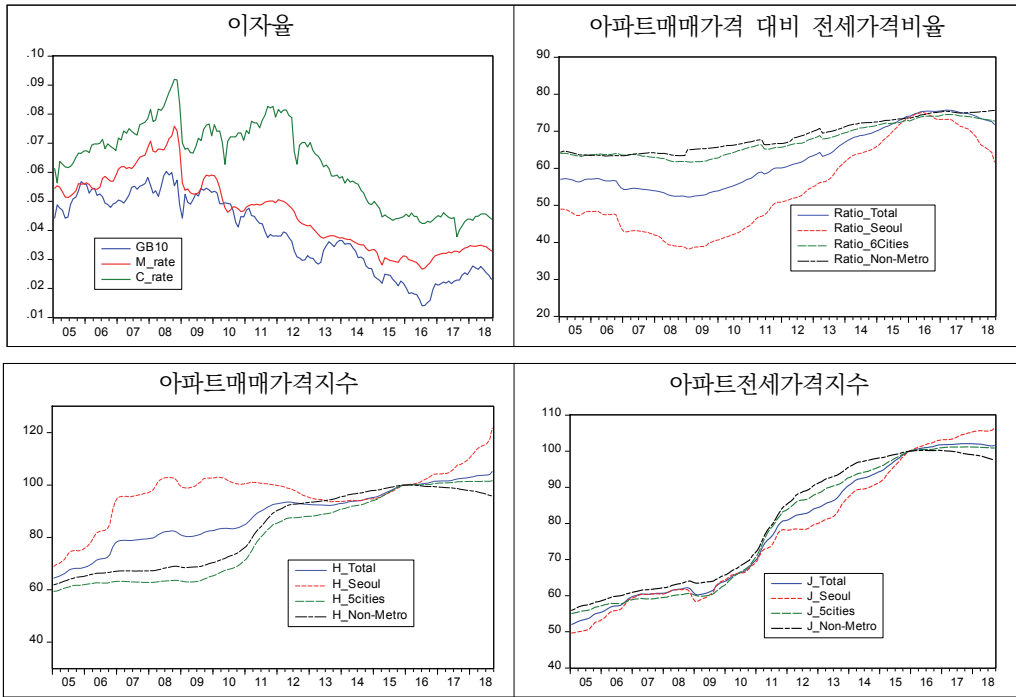
주택매입 시점	α	w_0	β
2005년 1월	30%	57.06%	52.58%
	50%	57.06%	87.63%
	100%	57.06%	100.00%
2010년 1월	30%	53.99%	55.57%
	50%	53.99%	92.61%
	100%	53.99%	100.00%

3. 분석에 사용한 자료

본 연구의 금리시계열 자료는 한국은행 DB를 이용하였는데 무위험수익률(i_t^f)의 대응변수로 10년만기 국고채수익률을 사용하였고, 모기지이자율(i_t^m)은 주택담보대출금리, 전세자금이자율(i_t^s)은 신용대출이자율을 대응변수로 사용하였다.

아파트매매가격상승률과 전세가격상승률은 국민은행 DB의 아파트매매가격지수와 아파트전세가격지수를 이용하여 생성하였다. 아파트매매가격 대비 전세가격비율도 국민은행 DB의 자료를 이용하였다. 모든 변수들은 2005년 1월-2018년 9월까지의 시계열 자료를 실제의 분석에 사용하였다.

7) 본 연구의 실제 분석에서는 지역을 전국, 서울, 5개광역시, 기타지방으로 구분하여 분석한다. 아파트매매가격 대비 전세가격비율(w_t)은 지역별로 상이한데, 5개광역시의 경우에는 자료가 미비한 관계로 6개광역시의 w_t 값을 대응변수로 사용하여 분석한다.



〈그림 1〉 분석에 사용한 기초 자료 추이

주: GB10: 10년만기국고채수익률, M_rate: 모기지이자율, C_rate: 신용대출이자율
 Ratio: 아파트매매가격 대비 전세가격비율, H_: 아파트매매가격지수, J_: 아파트전세가격지수
 Total: 전국, Seoul: 서울, 5Cities: 5개광역시 (부산, 대구, 광주, 대전, 울산)
 Non-Metro: 기타지방 (수도권과 광역시를 제외한 지역)

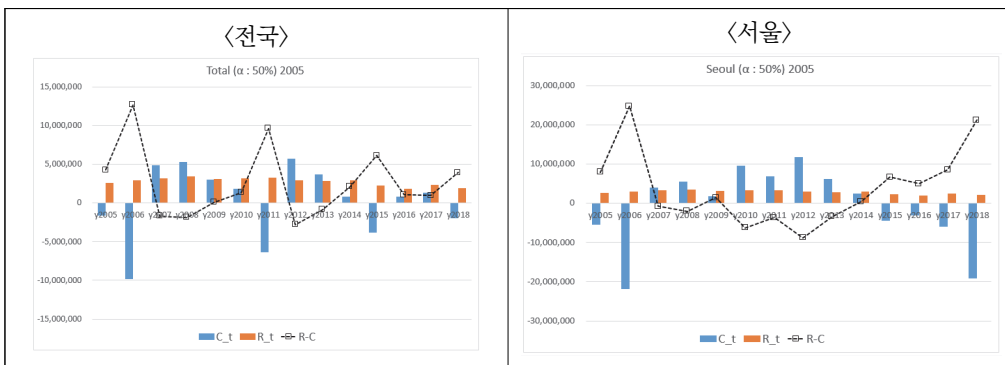
III. 분석결과

1. 아파트의 사용자비용과 임차비용 평가

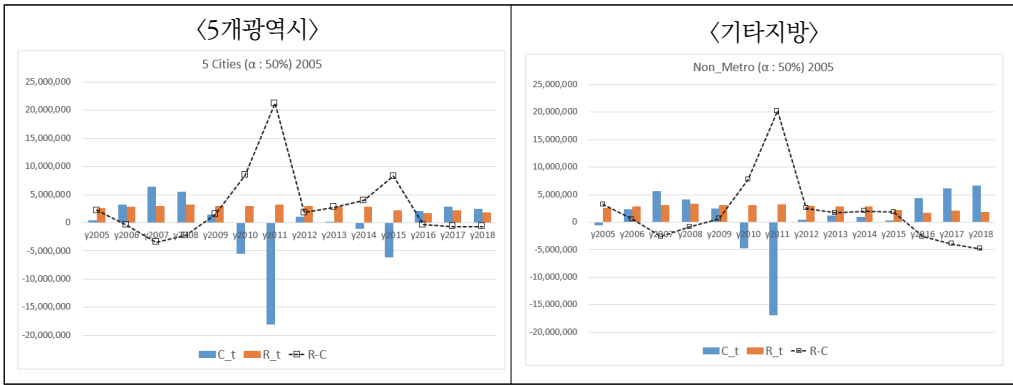
본 연구는 잠재적 주택매입자가 아파트를 매입하여 소유하는 경우 부담하게 될 사용자비용을 평가하고, 한편으로는 동일한 아파트에 전세 거주를 하게되는 경우 전세 세입자가 부담하게 될 임차비용을 평가한 후 이들 비용간의 관계를 상호 비교분석하였다. 먼저 아파트의 매입 시점은 2005년 1월로 가정하여 분석하였으며, 주택시장의 지역적 특성을 고려해 주기 위하여 분석대상 지역을 ① 전국, ② 서울, ③ 5개광역시, ④ 기타지방으로 구분하여 분석하였다. 아파트의 매입시점 가격은 분석대상 지역 모두 1억원($H_0=1$ 억원)으로 동일하게 가정

하였으며, 매입시점에 매입자가 부담하는 자부담액 비율은 주택매입 가격의 50%로 가정하여($\alpha=50\%$) 분석하였다⁸⁾. 한계세율은 이자소득세율(지방세 포함) 15.4% ($\tau=15.4\%$)를 적용하였다. <그림 2>는 2005년-2018년에 이르기 까지 지역별로 평가한 사용자비용(C_t)과 임차비용(R_t) 및 사용자비용과 임차비용의 차이값 ($R_t - C_t$) 추이를 보여주고 있다.

<그림 2>에서 확인할 수 있는 바와 같이 사용자비용은 시간의 경과에 따른 변동성이 매우 크게 나타나고 있는데 이는 사용자비용이 아파트가격변화율의 변동성에 절대적 영향을 받기 때문이다. 지역별로 나타나는 사용자비용 추이도 지역별 아파트가격변화율이 상이함으로 인해 전혀 다른 형태의 추이를 보여주고 있다. 사용자비용의 크기는 아파트가격이 급등하는 시기에는 음(-)의 값($C_t < 0$)을 보여주는 경우도 있음을 알 수 있는데 이러한 시기에는($R_t - C_t$) 값이 매우 큰 양(+)의 값을 가지게 된다. ($R_t - C_t$) 값의 추이를 살펴보면 양(+)의 값을 가지는 경우와 음(-)의 값을 가지는 시기가 지역별로 각각 다르게 나타나고 있음을 알 수 있다⁹⁾.



- 8) 본 연구는 $\alpha=50\%$ 를 가정한 경우의 분석결과만을 제시하고 있는데, 이는 α 값의 가정이 본 연구의 결과에 미치는 영향이 그다지 크지 않았기 때문이다. 즉, $\alpha=30\%$ 또는 100% 를 가정하여 분석한 경우나 $\alpha=50\%$ 를 가정한 분석결과 간에 큰 차이가 발생하지 않았기 때문에 $\alpha=50\%$ 를 가정한 경우의 분석결과만을 제시하여도 분석결과에 대한 외적 타당성은 유지될 수 있을 것으로 판단된다.
- 9) 지금까지의 분석결과는 아파트의 매입 시점을 2005년 1월로 가정하여 분석한 결과인데, 아파트의 매입 시점에 대한 가정이 사용자비용과 임차비용의 크기에 영향을 미칠 수도 있다. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 매입시점을 2010년 1월로 가정하여 별도의 분석을 시행한 후 분석결과를 비교해 보았다. 그러나 매입시점의 가정에 따른 ($R_t - C_t$) 값의 차이는 그다지 현저하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구는 이하의 분석에서도 아파트의 매입 시점을 2005년 1월로 가정하여 분석한 결과만을 보고하였다.



〈그림 2〉 지역별 C_t , R_t 및 $(R_t - C_t)$ 값의 추이 (α : 50%의 경우)

2. 사용자비용 산식의 수정

본 연구에서 분석대상으로 하는 $(R_t - C_t)$ 의 값은 시장이 균형상태일 때에는 그 값이 영(zero)이 될 것이다. 따라서 시장상황에 따라서 시점별로는 균형 값인 영에 비해 작거나 더 큰 값을 보여줄 수 있을 것이지만 장기적으로는 균형상태로 돌아가려는 특성으로 인해 영의 평균값($\mu = 0$)을 중심으로 등락하는 평균복귀(mean reverting)의 형태를 가질 것으로 예상해볼 수 있다. 앞에서 우리가 평가한 $(R_t - C_t)$ 의 값을 살펴보면 대체로 평균값이 영 보다는 더 큰 값($\mu > 0$)을 보여주고 있다. 이는 C_t 의 산식(식(3))에 재산세율, 리스크프리미엄 등 C_t 의 크기에 영향을 미치는 일부 요소들의 값이 누락되어있기 때문에 야기되는 현상으로 판단된다. 따라서 $(R_t - C_t)$ 의 값이 균형상태의 평균값인 $\mu = 0$ 의 값을 중심으로 등락하는 형태를 가지기 위해서는 C_t 를 계산할 때 적절한 조정률(λ)을 반영하여 최종적으로 식(8)과 같이 산식을 수정해줄 필요가 있다. 여기서 조정률(λ)은 기존의 산식에서 누락되어 있는 감가율, 재산세율, 리스크프리미엄 등을 총체적으로 반영해주는 값으로 볼 수 있는데, $(R_t - C_t)$ 시계열의 평균값이 영($\mu = 0$)이 될 수 있도록 조정해 주는 값이다.

$$C_t = \{ [\alpha H_0 + (H_t - H_0)] i_t^l (1 - \tau) + (1 - \alpha) i_t^m H_0 \} + (\lambda - \pi_t) H_t \quad (8)$$

본 연구의 분석결과 전국아파트의 경우 조정률을 $\lambda = 1.87\%$ 의 양(+)의 값을 적용하여

C_t 값을 산정하는 경우 ($R_t - C_t$)의 값이 모든 지역별로 대체로 영의 평균값을 중심으로 등락하는 형태를 보여주었다. 지역별로 λ 의 수준은 다르게 나타났는데 서울은 2.66%, 5개광역시 2.27%, 기타지방은 1.36%를 적용하여 조정한 경우 영의 평균값을 중심으로 등락하는 형태를 보여주었다.

〈그림 3〉은 지역별로 $\lambda = 1.87\%$, 2.66% , 2.27% , 1.36% 를 각각 가정하여 사용자비용을 평가한 경우에 있어서의 C_t 와 R_t 및 ($R_t - C_t$)의 값의 추이를 보여주고 있다.



〈그림 3〉 사용자비용과 임차비용 ($\alpha : 50\%$ 의 경우) : 조정률(λ) 적용한 경우

조정률(λ)을 적용하여 사용자비용을 평가한 경우 ($R_t - C_t$)의 추이는 〈그림 3〉에서와 같이 영의 평균값($\mu = 0$)을 중심으로 등락하는 평균복귀 형태를 보여준다. 따라서 본 연구의 분석결과 해석은 지역별로 각각의 조정률(λ)을 적용하여 분석한 결과를 중심으로 해석하는

것이 합리적인 것으로 판단된다.

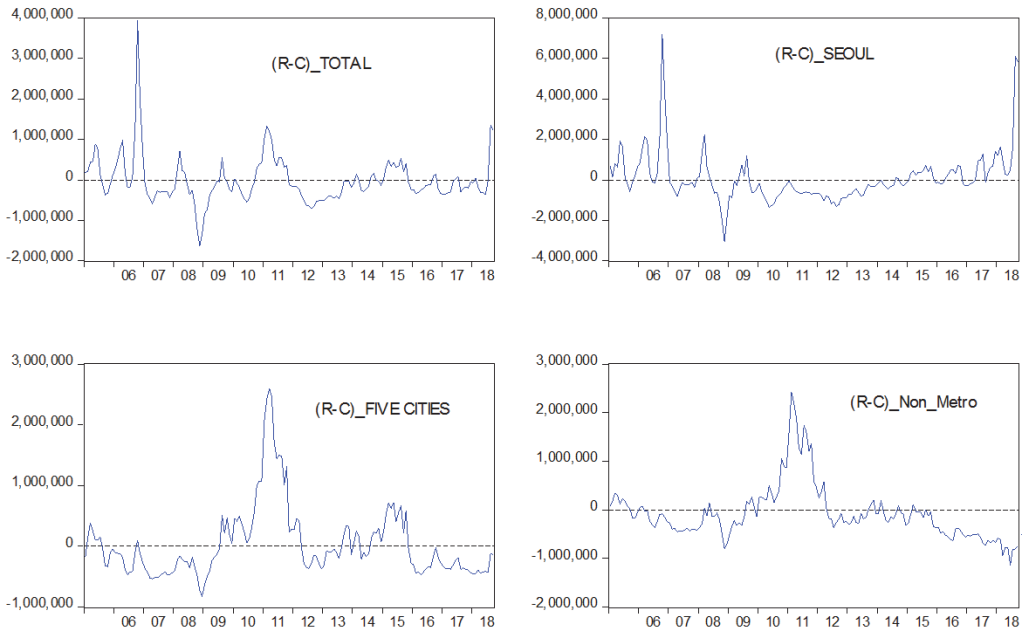
아파트시장이 균형상태에서 벗어나 $C_t < R_t$ 상황이 지속되면 이는 주택매입 수요를 상대적으로 증가시키고, 반대로 $C_t > R_t$ 상황이 지속되는 경우에는 주택매입 수요를 감소시키는 요인으로 작용할 것으로 판단해볼 수 있다. 예를 들어 전국아파트의 경우, 2007-2010의 기간과 2016-2018년의 기간 동안은 $C_t > R_t$ 상황이 지속되는 시기 즉, 주택매입 수요가 상대적으로 감소되었던 시기였음을 확인할 수 있다. $C_t < R_t$ 의 상황과 $C_t > R_t$ 상황이 지속된 기간은 지역별로 상이한데 서울과 기타지방(또는 5개광역시)은 거의 반대방향의 추이를 보여주고 있음을 확인할 수 있다.

3. $(R_t - C_t)$ 시계열 추이 예측을 통한 아파트 시장의 전망

앞의 분석에서 우리는 과거 약 14년간에 걸친 아파트시장의 환경변화 추이를 지역별로 살펴보았다. 현 시점에서 우리가 가장 궁금해 하는 것 중 하나는 향후의 아파트시장 환경변화가 어떤 방향으로 진전될 것인지에 대한 사전적 정보일 것이다. 이를 위해 본 연구는 아파트매입 수요의 정도를 나타내는 지표라 할 수 있는 $(R_t - C_t)$ 값의 예측을 통해 향후 아파트매입 수요가 어떻게 진전될 것인지 여부를 진단해 보았다.

1) $(R_t - C_t)$ 시계열의 예측

2005년 1월~2018년 9월까지의 조정률 (λ)을 적용한 지역별 월별 $(R_t - C_t)$ 시계열 추이는 <그림 4>와 같다. <그림 4>에서 확인할 수 있는 바와 같이 모든 지역의 $(R_t - C_t)$ 시계열은 평균값 영(zero)을 중심으로 등락하는 평균복귀 형태의 시계열로서 변동성 집중(volatility clustering) 특성을 가지는 시계열임을 확인 할 수 있다.



〈그림 4〉 지역별 월별 $(R_t - C_t)$ 시계열 추이

본 연구는 $(R_t - C_t)$ 시계열의 미래값을 ARCH(autoregressive conditional heteroscedasticity) 류의 변동성 모형을 이용하여 예측하였다. 구체적으로 2005.01~2018.09 간의 월별 자료를 이용하여 추정한 예측모형의 추정계수를 이용하여 2018.10~2020.12 간의 지역별 $(R_t - C_t)$ 시계열을 예측하였다. 〈표 2〉는 지역별 $(R_t - C_t)$ 시계열의 예측모형 추정결과이다¹⁰⁾.

〈표 2〉 지역별 $(R_t - C_t)$ 시계열 예측모형의 추정결과 (2005.01~2018.09)

[전국 : AR(2)-ARCH(1)]	
$T_t = 1.2776 T_{t-1} - 0.4489 T_{t-2} + \varepsilon_t$	
(19.678)	(-6.4300)
$\sigma_t^2 = 30000000000 + 0.9644 \varepsilon_{t-1}^2$	
(7.7599)	(6.1157)
· AIC: 27.7082, SC: 27.7841 · 괄호안 수치는 z-statistics임	

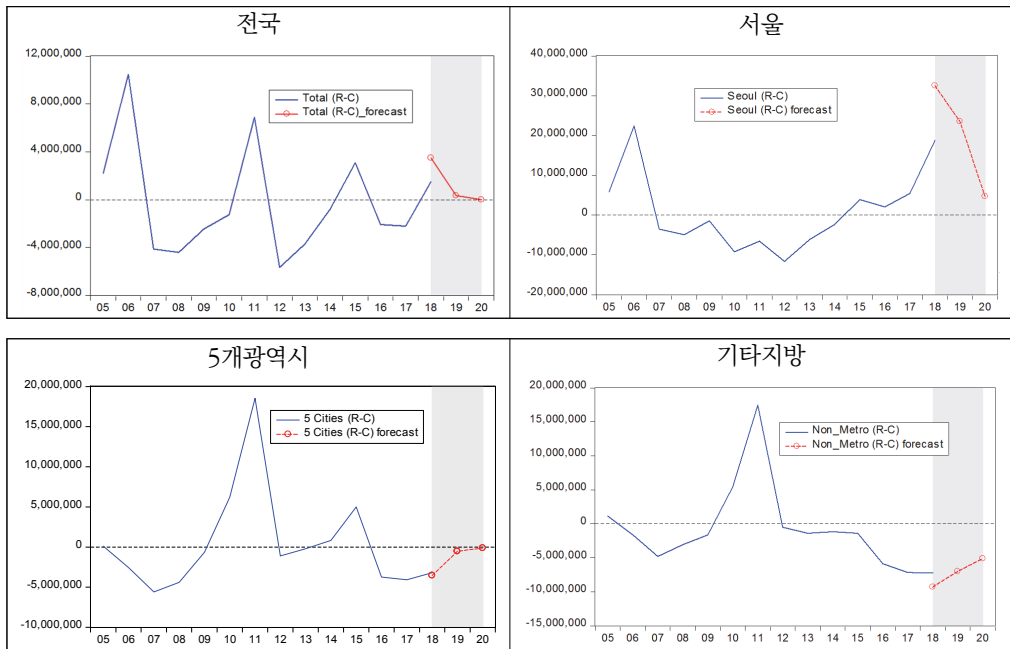
10) 본 연구는 AR모형(autoregressive model) 추정식의 잔차제곱에 대한 ARCH효과를 확인하기 위해 LM검정(Lagrange multiplier test)을 시행하였는데 분석대상 지역 모두 ARCH효과가 확인되어 ARCH모형 또는 GARCH모형을 이용하여 추정하였다.

〈표 2〉 계속

[서울 : AR(2)-ARCH(1)]
$S_t = 1.3106S_{t-1} - 0.3815S_{t-2} + \varepsilon_t$ <p>(32.176) (-6.6494)</p> $\sigma_t^2 = 72200000000 + 1.3788\varepsilon_{t-1}^2$ <p>(8.3248) (8.2745)</p>
· AIC: 29.0589, SC: 29.1348 · 괄호안 수치는 z-statistics임
[5개광역시 : AR(1)-GARCH(1,1)]
$F_t = 0.8854F_{t-1} + \varepsilon_t$ <p>(29.185)</p> $\sigma_t^2 = 52500000000 + 0.3778\varepsilon_{t-1}^2 + 0.5627\sigma_{t-1}^2$ <p>(2.4846) (2.3848) (4.2704)</p>
· AIC: 27.1892, SC: 27.2648 · 괄호안 수치는 z-statistics임
[기타지방 : AR(1)-GARCH(1,1)]
$N_t = 0.9740N_{t-1} + \varepsilon_t$ <p>(30.0715)</p> $\sigma_t^2 = 22300000000 + 0.1930\varepsilon_{t-1}^2 + 0.7584\sigma_{t-1}^2$ <p>(2.0053) (2.0850) (7.8495)</p>
· AIC: 26.9791, SC: 27.0547 · 괄호안 수치는 z-statistics임

〈표 2〉의 추정계수를 이용하여 2018.10~2020.12까지의 지역별 월별 ($R_t - C_t$)시계열을 예측한 후 이를 이용하면 2018년~2020년의 연간 ($R_t - C_t$)값 예측치를 구할 수 있다.11) 예측치를 포함한 2005년~2020년의 연간 ($R_t - C_t$)값을 동일 평면에 나타내면 〈그림 5〉와 같다.

11) 앞의 분석에서 보여준 2018년도 값은 1월~9월까지의 값만을 합산한 것이므로 여기에 10월~12월까지의 예측치를 추가하면 2018년도의 12개월 모두를 반영하는 수정된 예측치가 추정된다.



〈그림 5〉 $(R_t - C_t)$ 값의 예측치 추이

앞에서 논의한 바와 같이 C_t 와 R_t 값의 장기적 관계에 있어서, $R_t > C_t$ 상황($R_t - C_t > 0$)이 지속되는 시기에는 임차 수요에 비해 주택매입 수요가 늘어나고, 반대로 $C_t > R_t$ 상황($R_t - C_t < 0$)이 지속되는 시기에는 주택매입 수요에 비해 임차수요가 늘어날 것으로 예상된다. 한편, 주택가격 상승률이 과거의 평균상승률 보다 낮은 상태로 지속되는 시기에는 주택을 매입하는 것 보다 동일주택에 임차 거주하는 것이 더 선호될 수 있다. 따라서 주택가격의 상승 추이가 이전에 비해 기울기가 현저하게 감소하는 시기에는 주택시장에서 주택매입에 대한 수요가 감소하는 시기로 볼 수 있으므로 이 시기에는 $(R_t - C_t)$ 의 값이 이전에 비해 현저하게 감소하거나 또는 음(-)의 값을 보여주는 시기로 볼 수 있고, 반대로 주택가격상승 추이의 기울기가 이전에 비해 현저하게 증가하는 시기에는 주택시장에서 주택매입 수요가 증가하는 시기로 볼 수 있으므로 이 시기에는 $(R_t - C_t)$ 의 값이 이전에 비해 현저하게 증가하거나 또는 양(+)의 상황에 놓여지는 시기로 볼 수 있다.

〈그림 5〉의 $(R_t - C_t)$ 시계열 예측치 추이를 보면 전국의 경우 2018년도 양(+)의 값이 2019년, 2020년에는 감소하여 영(zero)에 근접하는 예측치를 보여주고 있다. 이는 2018

년도에 상대적으로 우위에 있던 아파트매입 수요가 2019년 이후에는 감소하여 임차수요와 매입수요가 균형을 이루는 상태로 진전될 것임을 시사한다. $(R_t - C_t)$ 시계열 예측치의 추이를 볼 때 전국의 경우 2019년도는 2018년도에 비해 주택가격 상승 추이의 기울기가 상대적으로 감소하는 시기가 될 것으로 예상된다.

서울지역의 $(R_t - C_t)$ 값은 2018년도에 매우 큰 양(+)의 값을 보여주었으나 2019년도를 거쳐 2020년도에 이르면 그 값이 현저히 감소하여 매입수요가 이전에 비해 급격히 감소하는 것으로 예측되었다. $(R_t - C_t)$ 시계열 예측치의 추이를 볼 때 서울의 경우 2019년도를 거쳐 2020년도에 이르기까지 주택가격 상승 추이의 기울기가 이전에 비해 현저하게 감소할 것으로 예상된다.

5개광역시와 기타지방의 경우에는 전국과 서울지역과는 상반되는 예측결과를 보여주었다. 5개광역시의 경우 2018년도 음(-)의 값이 2019년, 2020년에는 감소하여 영(zero)에 근접하는 예측치를 보여주고 있다. 이는 2018년도에 상대적으로 열위에 있던 아파트매입 수요가 2019년 이후에는 증가하여 임차수요와 매입수요가 균형을 이루는 상태로 진전될 것임을 시사한다. $(R_t - C_t)$ 시계열 예측치의 추이를 볼 때 5개광역시의 경우 2019년도는 2018년도에 비해 주택가격 상승 추이의 기울기가 상대적으로 커지는 시기가 될 것으로 예상된다.

기타지방의 경우는 2018년도에 큰 음(-)의 값을 보여주었으나 2019년도를 거쳐 2020년도에 이르면서 그 값이 증가하여 매입수요가 이전에 비해서는 상대적으로 증가하는 것으로 예측되었다. $(R_t - C_t)$ 시계열 예측치의 추이를 볼 때 기타지방의 경우 2019년도를 거쳐 2020년도에 이르기까지 주택가격 상승 추이의 기울기가 이전에 비해 상대적으로 증가할 것으로 예상된다.

본 연구는 $(R_t - C_t)$ 시계열과 아파트매매가격(H_t) 시계열 추이간의 장기적 관계를 살펴 보기 위해 지역별 구분에 따라 매 시점별로 $(R_t - C_t)$ 시계열 추이와 아파트매매가격(H_t) 시계열 추이를 상호 비교하여 이들 간의 장기적 관련성을 비교해 보고자 하며, 2018.10~2020.12 간의 H_t 시계열 추이를 예측하여 앞에서 살펴 본 $(R_t - C_t)$ 시계열 예측치와 비교해 봄으로서 우리가 지금까지 논의한 $(R_t - C_t)$ 시계열의 예측치에 대한 해석이 타당성을 가질 수 있는지 여부를 추가적으로 확인하였다.

2) 아파트매매가격 시계열의 예측

본 연구는 아파트의 매매가격과 전세가격 및 $(R_t - C_t)$ 시계열 간의 장기적 관련성을 고려하여 아파트매매가격변화율(g_t)과 아파트전세가격변화율(j_t) 및 $d_t(=(R_t - C_t) \div 1$ 억 원)¹²⁾ 시계열을 이용한 3변량 VAR(Vector Autoregressive)모형을 활용하여 2018.10~2020.12 간의 지역별 아파트매매가격변화율 시계열을 예측하였다. VAR모형의 파라미터 추정결과는 <표 3>과 같았다.

〈표 3〉 지역별 VAR(p)모형 추정결과(2005.01~2018.09)

	전국				서울		
	g_t	j_t	d_t		g_t	j_t	d_t
g_{t-1}	0.9565 (24.051)	-0.1428 (-0.571)	-0.4939 (-1.300)	g_{t-1}	0.9680 (18.822)	0.0225 (0.1035)	-0.8336 (-1.842)
g_{t-2}	0.0084 (0.7493)	0.1014 (3.1348)	0.0510 (0.4759)	g_{t-2}	0.0196 (1.3922)	0.2067 (3.4718)	-0.0060 (-0.048)
j_{t-1}	0.0166 (1.3642)	1.0342 (13.488)	0.2047 (1.7551)	j_{t-1}	0.0350 (1.9771)	1.0102 (13.482)	0.0696 (0.4464)
j_{t-2}	0.0043 (0.3617)	-0.2993 (-3.936)	-0.1837 (-1.588)	j_{t-2}	-0.0022 (-0.126)	-0.3273 (-4.440)	-0.2171 (-1.414)
d_{t-1}	0.8242 (97.983)	0.3489 (6.6068)	1.0043 (12.499)	d_{t-1}	0.7379 (81.849)	0.2178 (5.7198)	1.0155 (12.804)
d_{t-2}	-0.8114 (-23.36)	-0.2996 (-1.373)	0.0547 (0.1651)	d_{t-2}	-0.7532 (-17.99)	-0.3486 (-1.972)	0.3759 (1.0210)
c	-4.3E06 (-0.030)	0.0008 (0.9246)	0.0013 (0.9574)	c	-0.0001 (-0.942)	0.0006 (0.8199)	0.0037 (2.1910)
$adjR^2$	0.9940	0.7595	0.6443	$adjR^2$	0.9902	0.6442	0.6432
AIC	-30.6931			AIC	-26.6259		
SC	-30.2946			SC	-26.2273		

12) VAR(p)모형 추정시 g_t 와 j_t 시계열의 단위와 균형을 맞추기 위해 $(R_t - C_t)$ 시계열의 실제값을 1억 원으로 나눈 d_t 시계열을 사용하여 분석하였다.

〈표 3〉 계속

	5개광역시				기타지방		
	g_t	j_t	d_t		g_t	j_t	d_t
g_{t-1}	0.8641	0.1795	0.0896	g_{t-1}	0.8897	-0.0474	0.3580
	(19.309)	(0.8539)	(0.2474)		(22.344)	(-0.237)	(0.8874)
g_{t-2}	-0.0396	0.1646	-0.1237	g_{t-2}	-0.0182	-0.0491	-0.0311
	(-1.849)	(1.6331)	(-0.712)		(-0.915)	(-0.490)	(-0.154)
j_{t-1}	0.0138	0.8069	0.1151	j_{t-1}	-0.0071	0.6274	-0.1474
	(0.7814)	(9.6930)	(0.8027)		(-0.435)	(7.5763)	(-0.882)
j_{t-2}	0.0139	-0.1143	0.0060	j_{t-2}	0.0046	0.0165	0.1464
	(0.7836)	(-1.365)	(0.0417)		(0.2906)	(0.2042)	(0.8968)
d_{t-1}	0.7637	0.7632	0.9724	d_{t-1}	0.7684	0.8378	1.0005
	(77.438)	(16.465)	(12.178)		(97.305)	(21.129)	(12.504)
d_{t-2}	-0.6546	-0.8219	-0.1121	d_{t-2}	-0.6735	-0.5146	-0.3080
	(-21.37)	(-5.709)	(-0.452)		(-23.49)	(-3.574)	(-1.060)
c	0.0004	0.00001	-0.0003	c	0.0004	0.0016	-0.0011
	(3.7080)	(0.0223)	(-0.327)		(3.4141)	(2.7649)	(-0.919)
$adjR^2$	0.9966	0.9266	0.8665	$adjR^2$	0.9978	0.9476	0.8736
AIC	-33.5872			AIC	-34.7256		
SC	-33.1886			SC	-34.3271		

주: 1. g_t : 아파트매매가격변화율, j_t : 아파트전세가격변화율, d_t : $(R_t - C_t) \div 1$ 억원
 2. 괄호 안 수치는 t 통계량을 나타냄
 3. VAR(p)모형의 차수(lag) p는 FPE(final prediction error), AIC 등 차수선택기준 통계량에 근거해 선택하였으며, 분석대상 지역 모두 VAR(2)모형이 최적 모형으로 선택되었음

본 연구는 g_t 시계열의 예측을 위해 j_t 와 d_t 시계열을 포함하는 3변량 VAR모형을 추정하였는데, j_t 와 d_t 시계열이 g_t 시계열의 예측에 사용가능한 적절한 변수인지 여부를 확인하기 위해 추정된 VAR(2)모형을 대상으로 그랜저인과검정(Granger causality test)을 시행하였다. 검정결과 $j_t \rightarrow g_t$ 와 $d_t \rightarrow g_t$ 방향의 인과관계가 확인되면 j_t 와 d_t 가 g_t 시계열의 예측을 위해 사용가능한 변수라는 결론에 도달할 수 있을 것이다.

〈표 4〉 지역별 VAR(2)모형의 그랜저인과검정 결과

귀무가설	전국		서울	
	χ^2 통계량	Prob.	χ^2 통계량	Prob.
j 는 g 를 그랜저인과하지 않음	6.2550	0.0438	7.8806	0.0194
d 는 g 를 그랜저인과하지 않음	9601.4	0.0000	6782.9	0.0000
g 는 j 를 그랜저인과하지 않음	9.8401	0.0073	12.138	0.0023
d 는 j 를 그랜저인과하지 않음	43.673	0.0000	32.730	0.0000
g 는 d 를 그랜저인과하지 않음	1.7735	0.4120	3.4169	0.1811
j 는 d 를 그랜저인과하지 않음	3.2494	0.1970	2.8026	0.2463

귀무가설	5개광역시		기타지방	
	χ^2 통계량	Prob.	χ^2 통계량	Prob.
j 는 g 를 그랜저인과하지 않음	3.7839	0.1508	0.1896	0.9095
d 는 g 를 그랜저인과하지 않음	6035.6	0.0000	9540.5	0.0000
g 는 j 를 그랜저인과하지 않음	4.1934	0.1229	0.4129	0.8134
d 는 j 를 그랜저인과하지 않음	277.44	0.0000	446.56	0.0000
g 는 d 를 그랜저인과하지 않음	0.5167	0.7723	0.8059	0.6683
j 는 d 를 그랜저인과하지 않음	1.2742	0.5288	0.9540	0.6206

주: Prob.는 귀무가설을 기각할 확률을 의미함

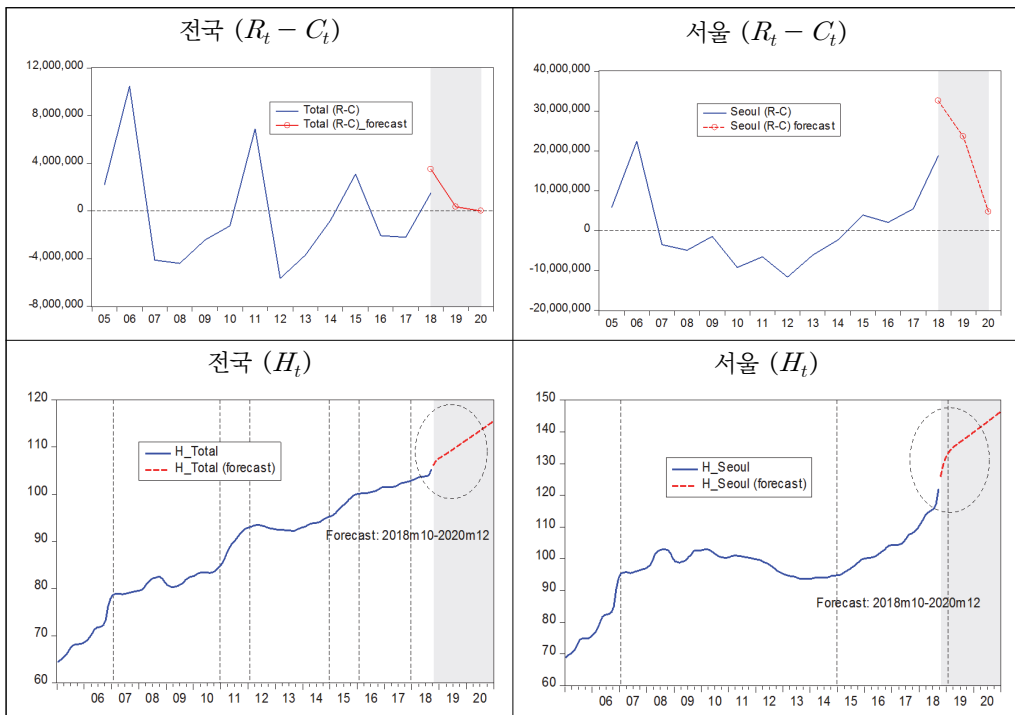
〈표 4〉의 분석결과에 의하면 분석대상 모든 지역에서 $d_t \rightarrow g_t$ 의 단일방향의 그랜저인과 관계를 가지는 것으로 분석되어 d_t 가 g_t 시계열의 예측에 사용가능한 유용한 변수가 될 수 있음을 확인하였다¹³⁾. 한편, j_t 와 g_t 는 전국과 서울의 경우에는 $j_t \rightarrow g_t$ 및 $g_t \rightarrow j_t$ 의 양방향의 그랜저인과관계를 가지는 것으로 분석되어 j_t 또한 g_t 시계열의 예측에 유용한 변수가 될 수 있음을 확인하였다.

그러나 5개광역시와 기타지방의 경우에는 j_t 와 g_t 간에 그랜저인과관계를 가지지 않는 것으로 분석되었으며 종속변수 g_t 에 대한 설명변수 j_t 시계열 추정계수의 t통계량 또한 매우 낮게 나타났다. 따라서 3변량 VAR(2)모형에 의해 추정된 5개광역시와 기타지방에서의

13) VAR(2)모형의 추정계수를 살펴보면 분석대상 모든 지역에서 종속변수 g_t 에 대한 설명변수 d_t 시계열 추정계수의 t통계량이 매우 높게 나타나고 있는데 반해, 종속변수 d_t 에 대한 설명변수 g_t 시계열 추정계수의 t통계량은 매우 낮은 값을 나타내고 있음을 확인할 수 있다. 우리는 이를 통해서도 $d_t \rightarrow g_t$ 의 단일방향의 방향성을 추론해 볼 수 있다.

g_t 시계열의 예측치는 g_t 시계열 자신의 과거값과 d_t 시계열의 과거값에 의해서만 대부분 설명되어지는 것으로 이해할 수 있다.

〈표 3〉의 VAR모형 추정계수를 이용하여 지역별 아파트매매가격변화율을 예측한 후, 변화율 예측치를 이용하여 지역별 아파트매매가격지수(H_t) 예측치를 도출할 수 있다. 〈그림 6〉과 〈그림 7〉은 앞에서 살펴 본 ($R_t - C_t$) 시계열과 아파트매매가격지수를 예측치를 포함하여 함께 나타낸 것이다.

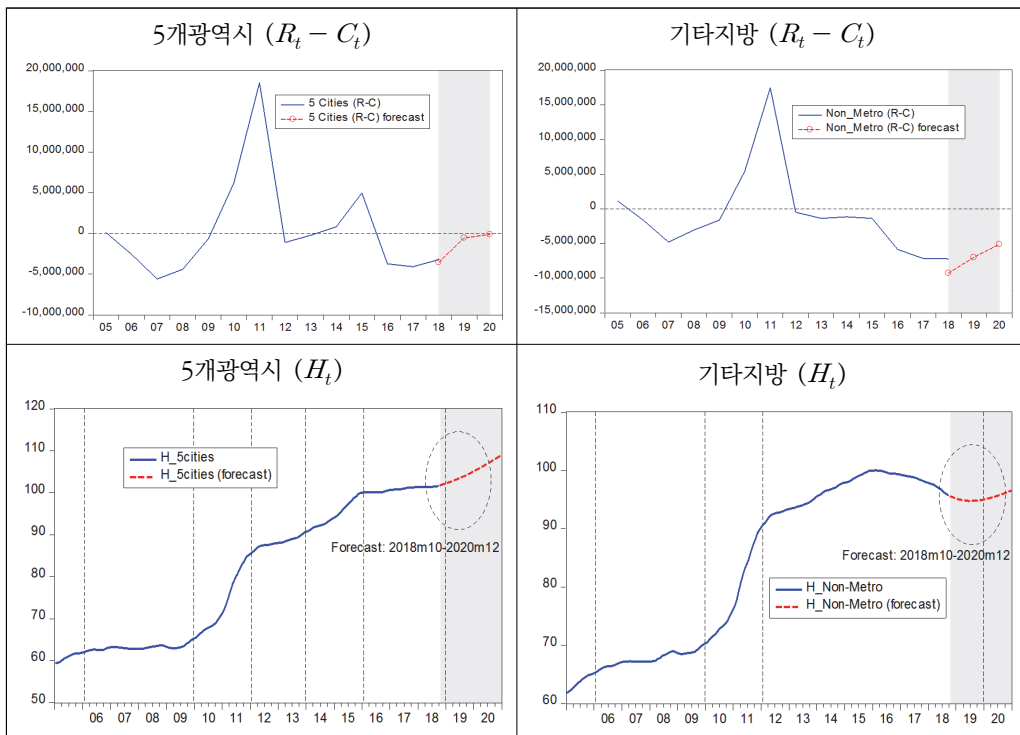


〈그림 6〉 ($R_t - C_t$)와 H_t 시계열 간의 장기적 관계 : 전국과 서울지역

먼저 전국아파트의 경우를 살펴보면 2007년-2010년간 ($R_t - C_t$) < 0의 상황이 지속되었는데 동 기간의 아파트가격 상승추이를 살펴보면 2007년 이전의 아파트가격 상승 기울기에 비해 기울기가 급격하게 감소하여 지속된 시기임을 알 수 있다. 동 기간은 사용자비용이 임차비용에 비해 상대적으로 더 컸던 기간으로써 아파트 매입에 대한 수요가 감소하고 이로 인해 아파트 가격의 상승 추세가 지속적으로 둔화된 시기로 볼 수 있다. 2012~2014년

간의 시장환경도 2007년-2010년간과 유사한 상황이었던 것으로 볼 수 있다. 2016년~2017년간은 $(R_t - C_t)$ 의 값이 음(-)의 값을 보여주었지만 균형상태에서 크게 벗어나 있지는 않은 것으로 확인된다. 이들 기간 이외의 기간에는 $(R_t - C_t)=0$ 의 균형상태에 있거나 또는 $(R_t - C_t) \gg 0$ 의 기간으로서 $(R_t - C_t) \gg 0$ 의 기간 동안에는 이전에 비해 아파트가격 상승 기울기가 급격하게 증가하여 지속되었던 시기이었음을 확인할 수 있다. 전국의 2018.10~2020.12간의 아파트가격 예측치를 살펴보면 바로 직전 시기에 있었던 가격 상승세가 꺾여 이전에 비해 둔화될 것으로 예측되었다. 이는 2018년도 양(+)의 $(R_t - C_t)$ 값이 2019년 이후 감소하여 영(zero)에 근접하는 예측치를 보여주는 $(R_t - C_t)$ 의 예측결과와 합치되는 분석결과이다.

서울지역 아파트의 경우에는 전국 아파트와는 다른 형태의 시장환경을 보여주고 있는데 2007년-2014년간 $(R_t - C_t) < 0$ 의 상황이 지속되었는데 동 기간의 아파트가격 상승추이를 살펴보면 2007년 이전의 아파트가격 상승 기울기에 비해 기울기가 급격하게 감소하여 지



〈그림 7〉 $(R_t - C_t)$ 와 H_t 시계열 간의 장기적 관계 : 5개광역시와 기타지방

속된 시기임을 알 수 있다. 서울지역의 2018.10~2020.12간의 예측치를 살펴보면 아파트 가격은 2019년도에 접어든 이후 이전의 급상승세가 현저하게 둔화될 것으로 예측되었다. 이는 동기간 동안 $(R_t - C_t)$ 의 예측치 크기가 급격하게 감소하여 균형상태에 근접해 갈 것이라는 $(R_t - C_t)$ 의 예측치 추이와 합치되는 예측결과를 보여주고 있다.

5개광역시 아파트의 경우를 살펴보면 2006년~2009년간 $(R_t - C_t) < 0$ 의 상황이 지속되었는데 동 기간의 아파트가격 상승추이를 살펴보면 2006년 이전의 아파트가격 상승 기울기에 비해 기울기가 급격하게 감소하여 지속된 시기임을 알 수 있다. 동 기간은 C_t 가 R_t 에 비해 상대적으로 더 컸던 기간으로써 아파트매입에 대한 수요가 감소하고 이로 인해 아파트가격의 상승추세가 지속적으로 둔화된 시기로 볼 수 있다. 2016년~2018년간도 2006년~2009년간의 시장환경과 유사한 상황이었던 것으로 볼 수 있다. 이들 기간 이외의 기간에는 $(R_t - C_t) = 0$ 의 균형상태에 있거나 또는 $(R_t - C_t) > 0$ 의 기간으로써 $(R_t - C_t) > 0$ 의 기간 동안에는 아파트매입에 대한 수요가 증가하고 이로 인해 이전에 비해 아파트가격 상승기울기가 급격하게 증가하여 지속된 시기이었음을 확인할 수 있다. 5개광역시 아파트의 2018.10-2020.12간의 예측치를 살펴보면 아파트가격은 상승세가 이전에 비해 증가될 것으로 예측되었는데, 동기간 동안의 $(R_t - C_t)$ 의 값이 음(-)의 값에서 2019년 이후 균형상태로 점차 근접해갈 것이라는 $(R_t - C_t)$ 의 예측결과와 합치되는 분석결과라 할 수 있다.

기타지방 아파트의 경우에는 2006년-2009년간 $(R_t - C_t) < 0$ 의 상황이 지속되었는데 동 기간의 아파트가격 상승추이를 살펴보면 2007년 이전의 아파트가격 상승 기울기에 비해 기울기가 급격하게 감소하여 지속된 시기임을 알 수 있다. 2006년-2009년간은 기타지방과 5개광역시가 상호 유사한 시장환경 하에 있었던 것으로 확인된다. 기타지방은 2013년-2018년간도 2006년-2009년간의 시장환경과 유사한 상황이었던 것으로 볼 수 있다. 기타지방의 2018.10-2020.12간의 아파트가격 예측치를 살펴보면 아파트가격은 2020년도에 접어든 이후 상승세로 전환 될 것으로 예측되었다. 이는 $(R_t - C_t)$ 의 값이 음(-)의 값을 가지지만 2019년 이후 점차 균형상태로 근접해 갈 것이라는 $(R_t - C_t)$ 예측치와 부합되는 분석결과라 할 수 있다.

3) 추가적 논의

g_t 의 예측을 위한 설명변수로서 본 연구는 VAR(p)모형 추정시 j_t 와 함께 $d_t(=R_t - C_t)$ 시계열을 사용하여 분석하였다. 이와 관련하여 우리는 d_t 시계열 대신에 전세가/매매가비율 ($Ratio_t$)을 설명변수로 사용하여 분석하는 방안도 고려해 볼 수 있다. 왜냐하면 $Ratio_t$ 의 값이 1에 가까워질수록 매매가격이 상대적으로 너무 낮아 향후 매매가격이 상승하고, $Ratio_t$ 의 값이 0에 가까워질수록 매매가격이 상대적으로 너무 높아 향후 매매가격이 하락할 것으로 전망해볼 수도 있기 때문이다. 본 연구는 d_t 시계열 대신에 $Ratio_t$ 의 차분시계열을 포함한 3변량 VAR(p)모형을 별도로 추정하여 $Ratio_t$ 또한 g_t 의 예측에 사용가능한 변수가 될 수 있는지 여부를 추가적으로 확인해 보았는데 이 경우에는 VAR(3)모형이 적정모형으로 식별되었다. VAR(3)모형의 추정결과에 의하면 $Ratio_t$ 는 g_t 시계열의 예측에 있어서 추정계수들의 값이 유의하지 않을 뿐만 아니라 $g_t \rightarrow Ratio_t$ 의 단일 방향의 인과관계를 가지는 것으로 분석되어 $Ratio_t$ 의 예측을 위해 g_t 시계열을 설명변수로 사용하는 것은 가능하지만, g_t 예측을 위해 $Ratio_t$ 를 설명변수로 사용하는 것은 부적절한 것으로 확인되었다. 한편, 본 연구에서와 같이 사용자비용과 임차비용간의 격차를 사용하여 분석하지 않고 양자 간의 비율을 이용한 분석을 시도한 후 본 연구의 분석결과와 비교해 볼 수도 있을 것이다. 상이한 접근법에 의한 추가적 분석은 본 연구의 후속과제로 남겨두기로 한다.

IV. 결론

주택시장에서 사용자비용(C_t)과 임차비용(R_t)간의 관계를 살펴보면, 주택시장이 균형상태인 경우에는 잠재적 주택 매입자 입장에서 평가할 때 $C_t = R_t$ 의 관계가 성립할 것으로 기대된다. 즉, 주택시장의 균형상태에서는 주택을 매입하는 경우와 동일주택에 임차(전세) 거주하는 경우에 있어서 소요되는 비용이 동일하며, 주택을 매입할 것인지 아니면 임차(전세) 거주할 것인지 여부의 선택에 있어서도 무차별한 것으로 볼 수 있다. 따라서 균형상태에서 벗어나 $C_t < R_t$ 상황이 지속되면 이는 주택매입 수요를 상대적으로 증가시키고, 반대로 $C_t > R_t$ 상황이 지속되는 경우에는 주택매입 수요를 감소시키는 요인으로 작용할 것으로 판단해 볼 수 있다. 또한 주택가격 상승률이 과거의 평균상승률 보다 낮은 상태로 지속되는

시기에는 주택을 매입하는 것 보다 동일주택에 임차(전세) 거주하는 것이 더 선호될 수 있다. 따라서 이 시기에는 $C_t > R_t$ 의 상황이 지속되는 시기와 관련성이 높을 것으로 예상해 볼 수 있다.

본 연구는 주택시장에서의 사용자비용과 동일주택에 전세 거주하는 경우 임차인이 부담하게 될 임차비용을 각각 계산한 후 양자 간의 장기적 관련성을 분석하였으며, 이어서 C_t 와 R_t 값의 변화와 주택가격(H_t) 간의 장기적 관련성도 함께 분석하였다. 이를 위해 본 연구는 시점 t에 따라 변화(time varying)하는 C_t 와 R_t 의 산식을 설정한 후 지역별로 구분하여 분석하였다. 본 연구의 분석결과 $(R_t - C_t)$ 와 주택가격 (H_t) 추이간의 밀접한 관련성을 확인할 수 있었는데, $(R_t - C_t) < 0$ 이 지속되는 시기에는 아파트가격이 상승세가 둔화되거나 하락세를 지속한 시기였으며, 이는 아파트 매입에 대한 수요의 감소가 주택가격 상승세의 둔화 또는 하락세에 영향을 미쳤기 때문에 야기된 현상으로 판단된다. 반면에 $(R_t - C_t) > 0$ 이 지속되는 시기에는 아파트가격이 급등세를 지속한 시기였으며, 이는 아파트 매입에 대한 수요의 증가가 주택가격의 급등세에 영향을 미쳤기 때문에 야기된 현상으로 판단된다.

본 연구는 $(R_t - C_t)$ 와 H_t 값의 미래 예측을 통해 향후 지역별 아파트시장의 상황이 어떻게 진전될 것인지에 대하여도 전망해 보았는데, 전국아파트 가격은 바로 직전 시기에 있었던 상승세가 꺾여 이전에 비해 둔화될 것으로 예측되었고, $(R_t - C_t)$ 의 값은 양(+)³의 값을 가지지만 균형상태에 근접해가는 예측치 추이를 보여주었다. 서울아파트 가격은 2019년도에 접어든 이후 이전의 급상승세가 현저하게 둔화될 것으로 예측되었고, $(R_t - C_t)$ 의 값은 양(+)³의 값을 가지지만 그 값이 급격하게 감소하여 균형상태에 근접해가는 예측치 추이를 보여주었다.

5개광역시 아파트가격은 상승세가 이전에 비해 상대적으로 증가될 것으로 예측되었고, $(R_t - C_t)$ 의 값은 음(-)³의 값을 가지지만 균형상태로 점차 근접해가는 예측치 추이를 보여주었으며, 기타지방 아파트가격은 2020년도에 접어든 이후 상승세로 전환 될 것으로 예측되었고, $(R_t - C_t)$ 의 값은 음(-)³의 값을 가지지만 점차 균형상태에 근접해 가는 예측치 추이를 보여주었다.

본 연구의 분석에서 사용한 방법론은 향후 사용자비용과 임차비용 산정의 합리화에 기여

할 수 있고, 본 연구에서 제시한 $(R_t - C_t)$ 와 H_t 변화 간의 장기적 관련성 분석결과 및 미래 예측방법론은 정책 입안자와 현장 실무자 모두에게 향후 지역별 주택시장의 환경변화 방향을 사전에 가늠해 볼 수 있는 의미있는 지표로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

1. 마승렬·김경선, “세입자의 유형별 임차비용 부담 리스크 평가”, 『리스크관리연구』, 제30권 1호, 한국리스크관리학회, 2019, pp.91-122.
2. 이상준·임덕호, “자산시장 관련 변수가 주택가격에 미치는 영향, 전세-매매가격비율을 중심으로”, 『주택연구』, 제18권 3호, 한국주택학회, 2010, pp.5-27.
3. 이소영·정의철, “패널자료를 이용한 청년층 임차가구의 자가 전환 결정요인 분석”, 『주택연구』, 제25권 1호, 한국주택학회, 2017, pp.63-89.
4. 이수욱·김태환·황관석·변세일·이형찬, 『저성장시대 청년층 주거안정을 위한 정책방안 연구』, 국토연구원 기본 15-03, 2015.
5. 이용만, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가? 전세/주택가격 비율의 상승에 대한 해석”, 『부동산학연구』, 제6집 1호, 한국부동산분석학회, 2000, pp.9-22.
6. 정의철, “주택점유형태의 동태적 결정요인에 관한 연구”, 『주택연구』, 제25권 4호, 한국주택학회, 2017, pp.181-209.
7. 한지혜·최승비·김갑성, “상대주거비용의 변화가 전세가구의 점유형태 및 주거이동에 미치는 영향”, 『주택연구』, 제23권 2호, 한국주택학회, 2015, pp.5-29.
8. Adelino, Manuel, Antoinette Schoar, and Felipe Severino, “Perception of House Price Risk and Homeownership,” Working Paper, 2018.
9. Duffy, David, “User Cost and Irish House Prices,” *Quarterly Economic Commentary*, Autumn 2011, 2011.
10. Flavin, Marjorie and Takashi Yamashita, “Owner-Occupied Housing and the Composition of the Household portfolio,” *The American Economic review*, Vol.92 No.1, 2002, pp.345-362.
11. Fox, Ryan and Peter Tulip, “Is Housing Overvalued?” Research Discussion Paper 2014-06, Reserve Bank of Australia, 2014.

12. Hendershott, Patric H. and Joel Slemrod, "Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing," *AREUEA Journal*, Vol.10 No.4, 1982, pp.375-393.
13. Hill, Robert J. and Iqbal A. Syed, "Hedonic Price-Rent Ratios, User Cost, and Departures from Equilibrium in the Housing Market," Working Paper, 2013.
14. Himmelberg, Charles, Christopher Mayer, and Todd Sinai, "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals, and Misperceptions," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No. 218, 2005.

-
- 접수일 2019. 01. 15.
 - 심사일 2019. 01. 25.
 - 심사완료일 2019. 02. 28.

국문요약

사용자비용과 임차비용의 격차와 주택가격 간의 장기적 관계에 관한 연구

본 연구는 주택시장에서 자가주택을 소유하는 경우 부담하게 되는 사용자비용(C_t)과 동일주택에 전세 거주하는 경우 임차인이 부담하게 될 임차비용(R_t) 간의 장기적 관련성을 분석하고, 아울러 $(R_t - C_t)$ 값과 주택가격(H_t) 간의 장기적 관련성을 확인하고자 시행된 연구이다. C_t 와 R_t 값의 장기적 관계에 있어서, $C_t < R_t$ 상황이 지속되는 시기에는 주택매입 수요가 상대적으로 늘어나고, 반대로 $C_t > R_t$ 상황이 지속되는 시기에는 주택매입 수요가 줄어들 것으로 예상된다. 한편, 주택가격 상승률이 과거의 평균상승률 보다 낮은 상태로 지속되는 시기에는 주택을 매입하는 것 보다 동일주택에 전세 거주하는 것이 더 선호될 수 있다. 따라서 이 시기에는 $C_t > R_t$ 의 상황이 지속되는 시기와 관련성이 높을 것으로 예상해 볼 수 있는데, 본 연구의 분석결과 이러한 관련성을 확인할 수 있었다. 본 연구에서 분석한 $(R_t - C_t)$ 와 H_t 변화 간의 장기적 관련성 분석결과 및 미래 예측 방법론은 향후 지역별 주택시장의 환경변화 방향을 사전적으로 가늠해 볼 수 있는 의미있는 지표로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.