

# 대도시 지역별 주택 기대가격 상승률 추정\*

A Study on the Expected Growth Rate in Housing Prices  
in Metropolitan Areas of Korea

전해정\*\* · 박헌수\*\*\*

Haejung Chun · Heonsoo Park

---

## 目次

---

- |                |                  |
|----------------|------------------|
| I. 서론          | 2. 단위근 검정        |
| 1. 연구의 배경 및 목적 | 3. 추정결과          |
| 2. 연구의 범위와 방법  | V. 결론            |
| II. 선행연구 고찰    | 1. 연구결과 요약       |
| III. 분석모형      | 2. 시사점 및 향후 연구과제 |
| IV. 실증분석       | <abstract>       |
| 1. 자료          | <참고문헌>           |

---

## ABSTRACT

---

### 1. CONTENTS

#### (1) RESEARCH OBJECTIVES

The aim of study is to estimate the expected growth rate in housing prices in metropolitan areas of Korea.

#### (2) RESEARCH METHOD

This study is an empirical analysis using state space model and Kalman filter for estimating expected growth rate in housing prices by region. The spatial range of this study was in Seoul and the 6 metropolitan cities. The temporal range was from January 2001 to December 2017. House prices were calculated by using apartment price index and rent income by using apartment Chonseil index and apartment rent ratio.

---

\* 이 논문은 한국주택학회 2018년 상반기 학술대회에서 발표하였습니다.

\*\* 주 저 자 : 성결대학교 파이데이터학부 조교수, 도시 및 지역계획학 박사, wooyang02@sungkyul.ac.kr

\*\*\* 교신저자 : 제주대학교 경제학과 초빙교수, 도시계획학 박사, geobiz@hanmail.net

▷접수일(2019년 1월 2일), 수정일(1차 : 2019년 1월 25일), 게재확정일(2019년 2월 1일)

### (3) RESEARCH FINDINGS

As a result of estimating the expected housing price growth rate by region, Seoul and Incheon continue to rise until before the global financial crisis. After the global financial crisis, despite the government's deregulation policy to revitalize the housing market, the expected growth rate in housing prices has been steadily declining. However, since 2016, the Seoul metropolitan area has been rising slightly. Most of the non-metropolitan areas maintained a steady decline, while the Busan area remained at its highest level, but it is now downward stabilizing.

## 2. RESULTS

The results of this study suggest that the expected growth rate in housing prices is closely related to the housing market as well as the rental market. The government continuously monitors the housing market by using the expected growth rate in housing prices. There is a need to closely monitor trends and establish preemptively differentiated housing policies by region. In other words, when the expected growth rate is high, the housing market stabilization policy will contribute to stabilize the market. If the expected growth rate is low, the rent price may rise.

## 3. KEY WORDS

- Expected House Price Growth Rate, Rent-Price Ratio, Chonsei to Monthly Rent Conversion Rate, State Space Model, Kalman Filter

---

## 국문초록

---

본 연구는 지역별 주택 기대가격 상승률 추정에 관한 연구로 상태공간모형과 칼만필터를 이용해 분석하였다. 본 연구의 공간적 범위는 서울과 6대 광역시로 하였고 시간적 범위는 2001년 1월부터 2017년 12월까지의 월별자료를 이용하였다. 주택가격은 아파트매매가격지수로 임대소득은 아파트전세가격지수와 아파트매매전세비율을 이용하여 아파트 매매가격대비 전세가격을 구한 후 지역별 전월세환산율을 적용하여 월 임대소득을 추정하였다. 지역별 주택 기대가격 상승률을 추정한 결과, 서울과 인천은 글로벌 금융위기 이전까지 지속적으로 상승하다 글로벌 금융위기 이후에는 정부의 주택시장 활성화를 위한 규제완화정책에도 불구하고 주택 기대가격 상승률은 지속적인 하락을 하다가 2016년 이후에는 서울을 중심으로 미약하게 상승하는 양상을 보이고 있다. 반면에 지방은 대부분 지속적인 하락세를 유지하였고 부산지역이 가장 높은 수준을 유지하고 있으나 현재는 하향안정세를 나타내고 있다.

**핵심어 :** 주택 기대가격 상승률, 임대료-매매가격비율, 전월세전환율, 상태공간모형, 칼만필터

---

## I. 서 론

### 1. 연구의 배경 및 목적

주택가격은 통상적으로 매달 발생하는 임대료와 같은 운영수익과 미래에 발생하게 될 자본수익에 대한 기대가 합쳐져 형성된다. 미래에 발생될 것으로 기대되는 기대가격 상승률은 주택가격에 큰 영향을 미친다. 즉, 주택가격이 미래에 오를 것으로 예상되면 현재의 주택가격은 상승할 것이고 반대의 상황이면 주택가격은 하락하게 되고 잠재적 구매자들은 매입보다는 임대차를 선택할 가능성이 높다. 이렇듯 주택 기대가격 상승률은 주택 매매시장 뿐 만 아니라 임대시장에 영향을 미친다.

한국의 주택시장은 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기(global financial crisis) 2번의 구조적 변화기(structure change)를 거쳤다. 특히, 외환위기 이후부터 글로벌 금융위기 이전까지 주택가격은 지속적으로 상승한 반면 글로벌 금융위기 이후에는 지역별로 차이는 존재하나 전체적으로 하향안정세를 유지하다 최근에 서울지역을 중심으로 주택가격이 상승하고 있는 상황이다. 전세가격은 지속적으로 상승해 일부 지역은 전세가격이 매매가격 대비 80%에 육박하는 지역도 있어 갭(gap) 투자가 성행하기도 하였다.

한국감정원 통계를 살펴보면 2017년 전국의 주택매매가격은 전년 대비 1.48% 오른 것으로 나타났다. 이는 2016년 연간 상승률이 0.71%에 비하면 2배 이상 높아진 것이다. 2016년 말 11.3 대책 발표와 사회적 불확실성 등으로 연초에는 관망세가 우세하였으나 대선 이후 새로운 정부에 대한 기대감, 경제지표 개선 등으로 인해 풍부한 유동자금이 주택시장에 유입되면서 상승세를 보였다. 하지만 2017년 8.2 대책과 후속조치, 은행금리 인상 및 신규 주택공급 부담 등으로 오름폭이 줄어들면서 전년대비 1.48% 상승했다.

주택 기대가격 상승률을 추정하는 방법은 사용자비용모형으로 대리변수를 이용해 간접적으로 추정하는 방법<sup>1)</sup>과 상태공간모형을 이용해 직접 추정하는 방법이 있다. 주택 기대가격 상승률 추정에 대한 국내연구는 그리 많지 않은 상황이다. 주택 기대가격 상승률 추정은 주택시장을 예측할 수 있기 때문에 중요한 연구이다. 정부는 주택 기대가격 상승률 추정을 바탕으로 주택시장 움직임을 예측해 선제적으로 시장상황에 따른 차별화된 맞춤형 주택정책을 수립 집행할 수 있으며 투자자의 입장에서는 합리적이고 이성적인 투자를 가능하게 할 수 가 있다.

이에 본 연구의 목적은 상태공간모형(state space model)과 칼만필터(kalman filter)를 이용해 지역별 주택 기대가격 상승률을 추정하고자 한다. 즉, 주택 기대가격 상승률이 지역별로 어떻게 나타나는지? 시기별로는 어떻게 나타나는지? 지역별, 시기별로는 어떻게 다르게 나타나는지?를 정량적으로 알아보하고자 한다.

### 2. 연구의 범위와 방법

본 연구의 공간적 범위는 서울과 6대 광역시를 대상으로 하였고 시간적 범위는 2001년 1월부터 2017년 12월까지의 월별 자료로 내용적 범위는 주택 중 아파트로 하였다. 주택가격은 아파트매매가격지수를 사용하고 임대소득은 아파트전세가격지수와 아파트매매전세비율을 이용하여 아파트 매매가격대비 전세가격을 구한 후 지역별 전월세환산율을 적용하여 월 임대소득을 추정한다. 본 연구의 분석방법론은 상태공간모형과 칼만필터를 이용해 실증분석한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 주택 기대가격 상승률과 관련된 선행연구를 살펴본다. 3장은 분석모형으로 상태공간모형과 칼만필터에 대한 알아본다. 이후 4장은 실증분석으로 임대료-매매가격비율의 기초통계량, 단위근 검정을 한 후 지역별 임대료-매매가격비율에 대한 살펴보고 상태공간모형과 칼만필터를 이용해 추

1) 대리변수를 이용해 추정시 변수선정의 문제와 경제상황 변화를 제대로 반영하지 못하는 문제가 있다(이용만, 2002).

정한 모수값과 지역별 주택 기대가격 상승률에 대해 살펴본다. 마지막 5장은 결론으로 연구결과에 따르는 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## II. 선행연구 고찰

김순용(2016)은 2001년 8월부터 2014년 12월까지의 전국 주택가격을 이용해 주택가격 기대상승률을 칼만필터의 비관측요소모형을 이용해 추정하였다. 연구결과, 주택 가격기대 상승률은 안정적인 AR(1)을 따르지만 확률보행으로 내리거나 오른다고 하였다. 또한 주택 가격 기대상승률은 불안정한 부분과 안정적인 부분으로 구성되어 있고 안정적인 부분은 확률모형을 이용해 예측이 가능하나 불안정한 부분은 기대상승률에 대한 기대가 시기마다 다르고 외부환경에 지속적인 영향을 받는다고 하였다.<sup>2)</sup>

이용만(2002)은 시간변동계수모형으로 임대료-매매가격비율을 사용해 주택가격의 기대상승률을 추정하였다. 분석결과, 주택 가격기대 상승률은 2.5%-2.8%로 나타났다.<sup>3)</sup>

정규일(2006)은 동태균형모형을 이용하여 자산가격과 유동성간의 관계를 시계열분석방법론을 이용해 분석하였다. 주택 사용자비용을 추정할 때 칼만필터를 이용해 주택 가격기대 상승률을 구하였다. 추정결과, 주택 가격기대 상승률이 1% 상승할 시 주택가격이 0.09% 상승한다고 하였다.<sup>4)</sup>

방송희·이용만(2011)은 실효기대가격상승률을 이용해 전세-매매가격비율의 변동을 분석하고 적정 전세-매매가격비율을 도출하였다. 분석결과, 2011년 10월말 실효기대상승률은

전국이 2.1%, 서울이 2.1% 수준이고 적정 전세-매매가격비율은 0.55 정도라고 하였다.<sup>5)</sup>

본 연구의 차별성은 다음과 같다. 우선은 연구의 공간적 범위를 서울과 6대광역시로 세분화해 주택 기대가격 상승률을 추정하는 것에 있다. 둘째, 시간적 범위를 글로벌 금융위기 이후 최근에 수도권을 중심으로 주택가격이 상승한 시점을 포함한 2017년 12월까지로 설정해 추정함에 있다. 마지막으로 선행연구에서는 전세금을 월세로 전환할 때나 할인율을 이용할 때 국고채수익률이나 회사채수익률을 사용하는 것과 달리 본 연구에서는 두 가지 경우 모두에서 전월세전환율을 사용하였으며, 이 전월세전환율은 그 추정과정에서 암묵적으로 주택에서의 전세금을 주택에 투자하였을 경우의 투자수익률의 대리 지표로서 사용하는 것에 큰 무리가 없다고 보여서 일관성을 유지하기 위해 전월세수익률을 사용하였다.

## III. 분석모형

$t$ 시점 주택의 내재가치(fundamental value)는  $(t+1)$ 시점의 임대소득과 주택의 내재가치를 주택의 투자수익률로 할인한 식(1)으로 표현할 수 있다.

$$P_t^* = \frac{R_{t+1} + P_{t+1}^*}{1 + h_t} \quad (1)$$

여기서  $P_t^*$ 는  $t$ 시점(현재)의 주택의 내재가치,  $R_{t+1}$ 는  $t+1$ 시점의 임대소득,  $P_{t+1}^*$ 은  $(t+1)$ 시점(미래)의 주택의 내재가치,  $h_t$ 는 주택의 투

2) 김순용, "비관측요소모형을 통한 주택의 기대가격상승률 추정에 대한 연구", 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2016, 22(1), pp.67-75.

3) 이용만, "시간변동계수모형을 이용한 주택가격의 기대수익률 추정", 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2002, 8(2), pp.21-28.

4) 정규일, "자산가격과 유동성간의 관계분석", 금융경제연구, 한국은행 금융경제연구원, 2006, 255, pp.257-287.

5) 방송희·이용만, "주택매매가격 대비 전세가격 비율의 변화가 주택시장에 미치는 영향", 한국주택학회 학술대회 발표논문집, 2011, pp.2-13.

자수익률이다. 식 (1)을 다시 쓰면 주택의 투자 수익률은 주택의 임대료수익률( $R_{t+1}/P_t^*$ )과 주택의 기대가격상승률( $p_{t+1}^c \equiv (P_{t+1}^* - P_t^*)/P_t^*$ )의 합으로 나타낼 수 있다.

$$h_t = \frac{R_{t+1}}{P_t^*} + p_{t+1}^c \quad (2)$$

$t$ 시점 주택의 내재가치( $P_t^*$ )는 관측이 되지 않기 때문에 관측이 가능한 주택가격( $P_t$ )을 사용하여  $R_{t+1}/P_t = R_{t+1}/P_t^* + \epsilon_t$ 의 관계가 성립한다고 가정하면 식 (2)는 다음과 같이 다시 나타낼 수 있다.

$$\frac{R_{t+1}}{P_t} = h_t - p_{t+1}^c + \epsilon_t \quad (3)$$

여기서  $\epsilon_t$ 는 확률오차항으로 분산이  $\sigma_\epsilon^2$ 이고 평균이 0인 백색잡음(white noise) 과정을 따른다고 가정한다.

평균을 제거한 주택의 기대가격상승률( $p_{t+1}^c$ )은 확률보행과정(random walk process)을 나타내는 불안정한 표류항(drift term)  $\theta_t$ 와 1차 자기회귀과정(first order autoregressive process)을 따르는 안정적인 부분으로 구성된다고 가정한다.<sup>6)</sup> 즉,

$$(p_{t+1}^c - \delta_0) = \theta_t + \delta_1(p_t^c - \delta_0) + \eta_{t+1} \quad (4)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \xi_t \quad (5)$$

여기서 확률오차항  $\eta_{t+1}$ 와  $\xi_t$ 는 평균이 0이고 분산이 각각  $\sigma_\eta^2$ ,  $\sigma_\xi^2$ 이고 서로 독립적인 이변량 정규분포(bivariate normal distribution)를

따른다고 가정한다.

관측이 되지 않는 주택의 기대가격상승률( $p_{t+1}^c$ )와 이의 표류항( $\theta_t$ )를 상태변수들(state variables)이라고 하면 식 (3)은 측정방정식(measurement equation)을 나타내며 식 (4)-(5)은 상태방정식(state equation)을 나타낸다. 이상과 같이 상태-공간모형으로 설정하게 되면 칼만필터 알고리즘을 이용하여 미지의 모수 ( $\delta_1$ ,  $\sigma_\epsilon$ ,  $\sigma_\eta$ ,  $\sigma_\xi$ )와 상태변수들을 구할 수 있다.<sup>7)</sup>

## IV. 실증분석

### 1. 자료

본 연구는 지역별 주택 기대가격 상승률 추정에 관한 연구로 상태공간모형과 칼만필터를 이용해 분석하였다. 연구의 공간적 범위는 서울과 6대 광역시를 대상으로 하였고 시간적 범위는 2001년 1월부터 2017년 12월까지의 월별 자료를 이용하였다. 2001년을 분석의 시발점으로 삼은 것은 이 시기부터 지역별 전월세환산율에 대한 시계열자료 구득이 가능하기 때문이다. 내용적 범위는 주택 중 아파트를 대상으로 하였다. 주택 기대가격 상승률을 상태공간모형을 사용하여 추정하기 위해서는 주택가격과 임대소득을 구하여야 한다. 본 연구에서 주택가격은 국민은행에서 월별로 발표하고 있는 아파트매매가격지수를 사용하였다. 임대소득은 국민은행에서 월별로 발표하고 있는 아파트전세가격지수와 아파트매매전세비율을 이용하여 아파트 매매가격 대비 전세가격을 구한 후 한국감정원에서 발표하고 있는 지역별 전월세환산율을 적용하여 월 임

6) 주택의 기대가격상승률은 다음과 같이 안정적인 1차 자기회귀과정(autoregressive process of order one)가정을 따른다고 가정할 수도 있다.

$$p_{t+1}^c = \delta_0 + \delta_1(p_t^c - \delta_0) + \eta_{t+1}$$

여기서  $|\delta_1| < 1$  조건을 충족한다.

7) 상태공간모형과 칼만필터 알고리즘에 대한 자세한 내용은 Hamilton(1994) 참조.

대소득을 추정하였다. 주택투자 수익률은 임대 소득을 주택에 재투자하는 것으로 가정하여 전 월세환산율과 동일하다고 가정하였다.<sup>8)</sup>

식(3)을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{D_{t+1}}{P_t} - 1 = \frac{1}{h_t}(p_{t+1}^e - \delta_0) + \frac{\delta_0}{h_t} + \epsilon_t \quad (6)$$

여기서  $D_{t+1}$ 은  $t+1$ 시점의 전세가격이다. 평균을 제거한 기대가격상승률( $p_{t+1}^e - \delta_0$ )은 관측이 되지 않는 상태변수이다. 식(6)은 이 상태변수와 관측가능한  $\frac{D_{t+1}}{P_t}$ 와의 관계를 나타내는 관측방정식이다. 식 (4)와 (5)의 상태방정식들을 사용하여 상태공간모형을 추정하기로 한다.

이를 위해서 먼저 지역별로 관측가능한 임대료-매매가격비율의 기초통계를 보면 표 1과 같다. 임대료-매매가격비율이 가장 높은 지역은 광주로 74.7%, 울산 71.6%, 대구 70.9%의 순으로 나타나며 서울은 54.4%로 가장 낮고 그 다음 인천이 58.5%로 낮게 나타났다. 반면 임대료-매매가격비율의 표준편차는 평균과 반대로 서울과 인천의 순으로 높게 나타났고 비수도권 광역시들은 낮은 것으로 나타났다. 이는 서울, 인천 지역은 주택의 투자수익률의 구성에서 임대소득에 기초한 수익률보다는 재건축, 재개발등에 따른 주택 기대가격 상승률에 의한 부분이 상대적으로 높은 것을 알 수 있다. 즉, 서울과 인천은 투자자산으로 주택을 매입하는 반면 비수도권 광역시에서는 실거주형으로 주택을 매입하는 시장이 형성되어 있는 것으로 판단된다.

〈표 1〉 지역별 임대료-매매가격비율 기초통계

지역	평균	표준편차	최소값	최대값
서울	0.544	0.110	0.382	0.751
부산	0.683	0.025	0.642	0.746
대구	0.709	0.038	0.646	0.781
인천	0.585	0.105	0.419	0.771
광주	0.747	0.021	0.698	0.785
대전	0.669	0.064	0.566	0.778
울산	0.716	0.018	0.675	0.758

## 2. 단위근 검정

지역별로 임대료-매매가격비율 시계열의 확률부분(stochastic component)에 단위근(unit root)이 존재함을 검정하기 위해 PP 검정(Phillips-Perron test)과 ADF 검정(Augmented Dickey-Fuller test)의 2가지 방법을 이용하였으며 검정결과는 표 2와 같다. 임대료-매매가격비율의 수준(level) 변수들은 모든 지역에서 1% 유의수준에서 단위근이 존재하는 반면 1차 차분된(first differenced) 변수들은 단위근이 존재하지 않았다.

〈표 2〉 지역별 임대료-매매가격비율 단위근 검정 결과

지역	ADF 검정		PP 검정	
	수준변수	1차차분	수준변수	1차차분
서울	-1.649	-3.632	-1.364	-6.176
부산	-2.040	-5.988	-1.595	-10.175
대구	-2.125	-5.866	-1.712	-10.697
인천	-0.681	-3.492	-0.365	-7.942
광주	-1.932	-7.460	-2.664	-13.128
대전	-1.905	-4.237	-1.260	-9.193
울산	-2.759	-7.258	-2.230	-13.37

주: 10%, 5%와 1%에 대한 유의수준은 각각 -2.57, -2.88, -3.46임.

8) Campbell et al.(1988)은 주택 수익률을 관측되지 않는 것으로 보고 상태공간모형을 통해 추정을 할 수도 있으며 국고채 또는 수익률을 이용할 수도 있으나 분석결과는 큰 차이가 없었다.

### 3. 추정결과

그림 1은 지역별 임대료-매매가격비율을 보여주고 있다. 2008년 글로벌 금융위기 전까지는 서울과 인천은 지속적으로 임대료-매매가격 비율이 하락하지만 글로벌 금융위기 이후에는 반대로 상승하는 추세가 두드러지게 나타나고 있다. 반면에 비수도권 광역시 임대료-매매가격 비율의 확률적인 추세는 서로 상이하지만 서울, 인천지역과는 달리 확률적(stochastic) 추세가 두드러지게 나타나지는 않는다. 임대료 매매가격의 비율은 자산가격과 주거서비스 가격 비율을 말하는 것으로 임대료 매매가격의 비율이 높다는 것은 임대료에 비해 주택가치가 상대적으로 낮다는 것을 의미한다.

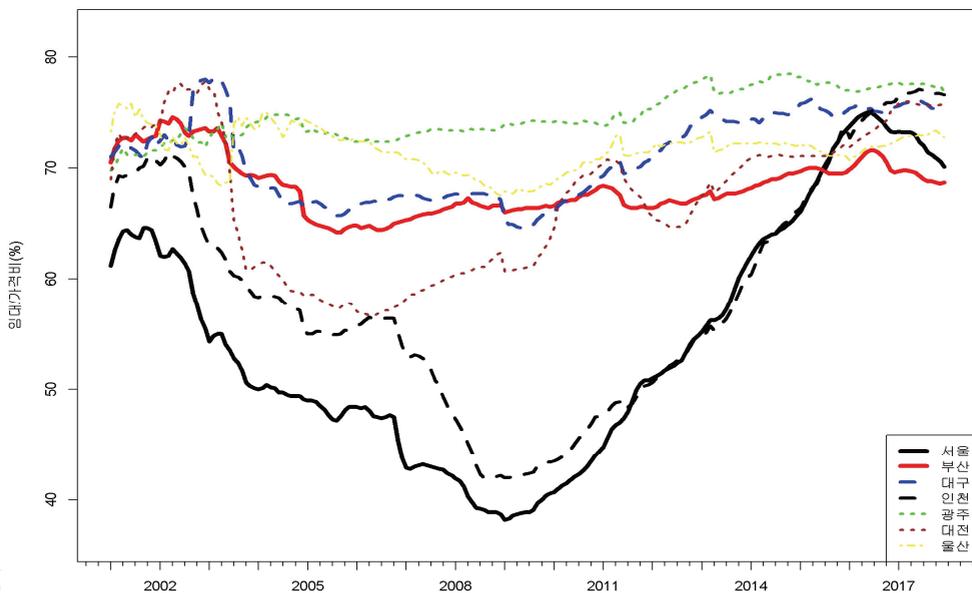
상태공간모형을 추정하기 위해서는 상태 변수에 대한 평균과 이의 공분산행렬의 초기값이 필요한데 이에 대한 선행적 정보가 없기 때문에  $t=0$ 시점의 상태변수의 평균은 0으로 가정하고, 분산은 임의의 큰 값을 두는 large  $k$ 근사법을 사용하였다.<sup>9)</sup> 이와 같이 임의로 초기값을 설정할

경우에 정상적인 균형값이 존재하지 않기 때문에 수렴하기 이전의 추정값은 신뢰할 수 없어 우도값 계산 시에 처음 12개월의 추정값은 제외하였다.

표 3은 상태공간모형에 대한 모수추정결과를 보여주고 있다. 분석에 사용된 모형은 주택 가격기대 상승률에 대한 확률과정을 임의보행을 따르는 불안정한 표류항과 안정적인 AR(1) 부분으로 구성된다고 가정하고 추정한 것이다. 분석에 앞서 전세금을 월세로 전환하는 경우와 할인율은 모두 전월세전환율을 사용하였다.

주택 가격기대 상승률은 안정적인 부분과 불안정적인 부분으로 나누어지는 것을 확인할 수 있다. 안정적인 부분은 AR(1) 과정의 자기회귀계수( $\delta_1$ ) 추정치가 모든 지역에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 크게 나타나고 있다. 지역별로 인천이 0.881로 가장 높은 반면 부산이 가장 낮은 0.653으로 나타났다. 이는 과거의 주택가격에 대한 기대상승률의 움직임이 현재에도 지속적으로 영향을 미치는 것을 의미한다. 안정적인 부분에 대한 과거의 기대가 현재

〈그림 1〉 지역별 임대료-매매가격비율



9) 김명

〈표 3〉 모수 추정결과

변수	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산
$\delta_0$	0.015 (0.235)	0.040 (0.002)***	0.016 (0.190)	0.040 (0.002)***	-0.006 (0.103)	0.038 (0.268)	0.040 (0.006)***
$\delta_1$	0.732 (0.061)***	0.653 (0.080)***	0.758 (0.060)***	0.881 (0.044)***	0.674 (0.080)***	0.811 (0.049)***	0.714 (0.121)***
$\sigma_\epsilon$ ( $\times 10^{-4}$ )	24.310 (0.297)***	22.772 (0.209)***	29.157 (0.266)***	31.608 (0.289)***	22.637 (0.211)***	26.935 (0.235)***	45.407 (0.445)***
$\sigma_\eta$ ( $\times 10^{-4}$ )	0.609 (0.323)*	0.564 (0.254)**	0.800 (0.320)**	1.294 (0.657)**	0.563 (0.463)	0.595 (0.389)	0.904 (0.725)
$\sigma_\xi$ ( $\times 10^{-4}$ )	3.251 (0.316)***	1.781 (0.233)***	2.527 (0.286)***	2.160 (0.348)***	2.008 (0.292)***	2.790 (0.264)***	2.392 (0.660)***
로그우도값	867.25	938.61	875.75	878.83	941.96	878.27	840.65

주: 1. ( )안은 표준오차임.

2. \*\*, \*\*\*은 각각 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

에 미치는 영향의 지속성은 인천이 상대적으로 높게 나타난 것은 분석기간 동안에 대규모의 택지개발에 따른 기대가 반영된 것으로 보인다. 이는 주택시장이 완전히 효율적인 시장이 아니기 때문에 AR(1) 과정과 같은 확률모형으로서 예측이 가능함을 보여주고 있다.<sup>10)</sup>

하지만 불안정한 부분은 임의보행과정의 표류함에 의해 전적으로 결정되는 것을 알 수 있다. 불안정한 부분을 살펴보면 표준오차( $\sigma_\xi$ )가 모든 지역에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있다. 즉, 주택가격의 기대상승률은 선형적인 추세가 아닌 불규칙한 확률적 추세를 따르는 것을 알 수 있다. 시장 참여자들의 주택 가격 상승에 대한 기대는 매번 확률적인 움직임을 나타내기 때문에 어떠한 확률모형으로도 예측이 어려워 특정 시점에서의 외부적 상황변화는 지속적으로 주택가격 기대상승률에 영향을 미치는 것을 보여준다.

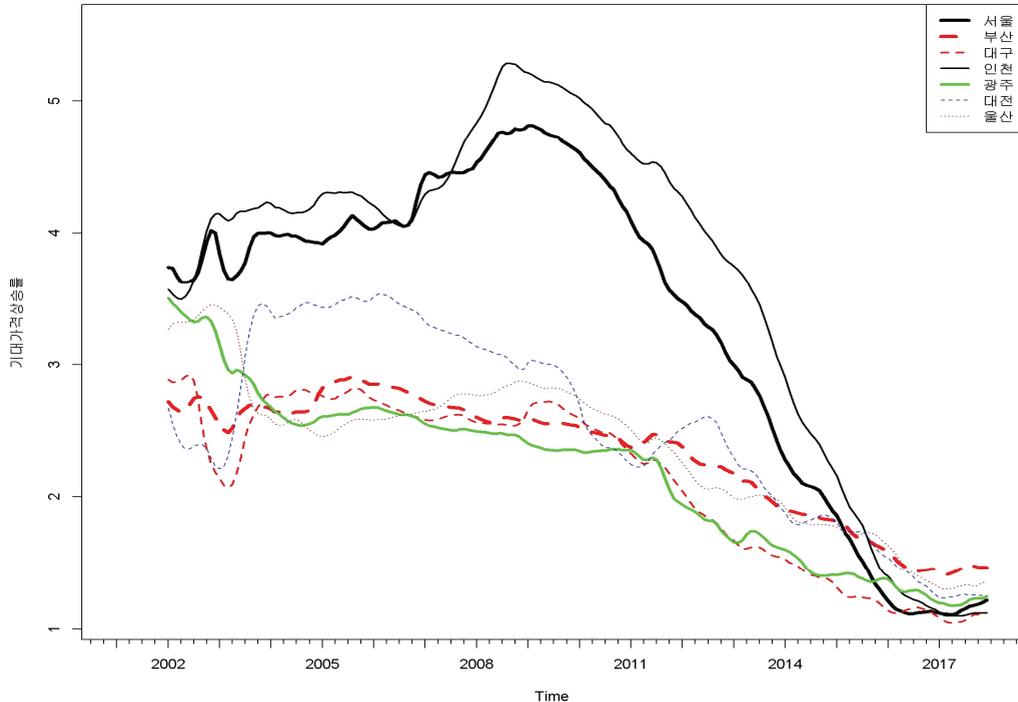
표준오차 크기를 보면 서울은 0.0325%로 가장 크게 나타났다. 반면 부산의 경우 서울의 절반수준인 0.0178%이며 인천은 0.0216%로 낮은 수치를 보였다. 이는 서울은 평균을 제거한

기대가격상승률의 움직임에 있어 불안정한 표류함의 확률과정의 변동성이 다른 지역에 비해 높게 나타난 것은 그림 1의 임대-매매가격비율에서 보이는 바와 같은 글로벌 금융위기 전·후에서의 확률추세의 변화와 밀접히 관련되어 있어 보인다. 인천지역의 경우 서울과 같이 확률추세의 변화를 보이고 있으나 불안정한 부분의 표준오차가 서울에 비해 상대적으로 낮은 것은 안정적인 부분에서의 상수항( $\delta_0$ )이 불안정한 부분에서의 표류함의 변동부분을 지속적으로 반영한 결과로 보인다.

그림 2는 상태공간모형을 이용해 추정한 지역별 주택 기대가격 상승률을 보여주고 있다. 서울과 인천은 신도시개발과 같은 주택공급확대와 개발로 인해 2008년 글로벌 금융위기 직후인 2009년까지 지속적으로 상승하였다. 이후 정부의 주택시장 활성화를 위한 저금리 정책과 각종 규제완화에도 불구하고 주택 기대가격상승률은 지속적인 하락을 하다가 2016년 이후에는 안정세를 유지하다 서울의 경우는 최근에 상승하는 양상을 보이고 있다. 이는 2016년 이후 서울 주택가격이 다른 지역에 비해 상승하는 것과 어느

10) 김순용, 전계서, p.71.

〈그림 2〉 지역별 주택 기대가격상승률



정도 일치하게 나타나고 있다. 이에 반해 지방은 대부분 분석기간 내내 지속적인 하락세를 유지하였다. 대전의 경우는 세종시 등의 영향으로 2003년 급등한 후 2007년까지 3.5% 유지하다 이후에 지속적으로 하락세를 유지하고 있고 부산지역이 가장 높은 수준을 유지하고 있으나 현재는 하향안정세를 나타내고 있다.

## V. 결 론

### 1. 연구결과 요약

본 연구는 지역별 주택 기대가격 상승률 추정에 관한 연구로 상태공간모형과 칼만필터를 이용해 실증분석하였다. 본 연구의 공간적 범위는 서울과 6대 광역시를 대상으로 하였고 시간적 범위는 2001년 1월부터 2017년 12월까지의

월별 자료를 이용하였다.

임대료-매매가격비율을 기초통계량을 살펴 보면, 서울과 인천은 투자자산으로 주택을 매입하는 반면 비수도권에서는 실거주형으로 주택을 매입하는 것을 알 수가 있었다.

상태공간모형 모수추정결과, 주택 기대가격 상승률은 불안정적인 부분과 안정적인 부분으로 나누어지는 것을 알 수가 있었다. 안정적인 확률모형으로 주택 기대가격 상승률을 예측할 수 있다는 것을 알 수가 있었다. 반면에 불안정한 시장 참여자들의 주택 가격 상승에 대한 기대는 매번 확률적인 움직임을 보이고 특정 시점에 주택시장에 영향을 줄 수 있는 대·내외적 상황 변화는 주택 기대가격 상승률에 영향을 미치는 것을 알 수가 있었다.

지역별 주택 기대가격 상승률을 추정된 결과, 서울과 인천은 글로벌 금융위기 이전까지 지속적으로 상승하였고 글로벌 금융위기 이후에는

정부의 주택시장 활성화를 위한 각종 정책에도 불구하고 주택 기대가격 상승률은 지속적인 하락을 하다가 2016년 이후에는 서울을 중심으로 수도권은 미약하게 상승하는 양상을 보이고 있다. 이에 지방은 대부분 지속적인 하락세를 유지하였고 부산지역이 가장 높은 수준을 유지하고 있으나 현재는 하향안정세를 나타내고 있다.

## 2. 시사점 및 향후 연구과제

본 연구결과에 따르는 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 주택 기대가격 상승률에 대한 추정은 주택 매매시장 뿐만 아니라 임대시장에도 밀접한 연관이 있기 때문에 정부는 주택 기대가격 상승률 추정에 대한 모형을 이용해 주택시장을 지속적으로 모니터링 해 주택시장 동향을 면밀히 파악한 후 주택정책을 수립 집행해야 한다. 즉, 주택 기대가격 상승률이 높게 나타날 때는 주택시장 안정화 정책을 수립해 시장 안정화에 기여하고 주택 기대가격 상승률이 낮게 나타날 때는

임대가격의 상승이 나타날 수 있는 바 중산층·서민층의 주거복지 실현을 위해 주택 임대차 보호강화 정책을 수립 집행해야 한다.

둘째, 정부는 지역별로 차별화된 주택정책을 수립해야 한다. 주택을 투자자산으로 매입하는 경우와 실거주형으로 매입하는 경우가 지역별로 차이를 뚜렷하게 나타내고 있기 때문에 지역별로 차이나 없는 천편일률적인 규제나 완화정책이 아닌 미시적 공간단위에서 차별화되고 정교한 주택정책이 필요하다.

마지막으로 정부는 시장의 변화를 예측하고 주택정책을 선제적으로 수립하기 위해 본 연구결과에 따르는 주택 기대가격 상승률 추정 연구모형 뿐만 아니라 주택시장 동향을 파악하고 예측할 수 있는 다양한 분석모형을 개발해 주택시장 예측 시스템을 선진화 할 필요성이 있다.

본 연구의 한계는 주택 기대가격 상승률에 주택공급량, 물가상승률 등과 같은 거시경제변수가 미치는 영향을 분석하지 못하였다. 이는 추후 연구 과제로 남긴다.

## 參考文獻

- 김명직·장국현, 금융시계열분석, 경문사, 2009.
- 김순용, “비관측요소모형을 통한 주택의 기대가격상승률 추정에 대한 연구”, 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2016, 22(1), pp.67-75.
- 방송희·이용만, “주택매매가격 대비 전세가격 비율의 변화가 주택시장에 미치는 영향”, 한국주택학회 학술대회 발표논문집, 2011, pp.2-13.
- 이용만, “시간변동계수모형을 이용한 주택가격의 기대수익률 추정”, 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2002, 8(2), pp.21-28.
- 정규일, “자산가격과 유동성간의 관계분석”, 금융경제연구, 한국은행 금융경제연구원, 2006, 255, pp.257-287.
- Campbell, J., and Shiller, R., “The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors”, *Review of Financial Studies*, 1988, 1(3), pp.95-228.
- Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, NJ., 1994.
- 국민은행 <https://www.kbstar.com/>
- 한국감정원 <http://www.kab.co.kr/>