

모형의 불확실성을 감안한 주택가격 상승률의 지속성 분석*

A Study on the Persistence of Housing Price Inflation
Considering Model Uncertainty

김 명 석 (Kim, Myeong-Seok)**
정 용 국 (Jung, Yong-Gook)***

< Abstract >

Since the fluctuations in housing market have significant effects on financial and real economy, it is important to understand the statistical property of housing price data. In case of Korea, the frequent changes in government policy stance and the rapid developments in economic structure (such as population and the development of capital market) are very likely to have affected the statistical property of housing price inflation. The persistence of housing price inflation is defined as the speed of the price adjustment in response to a shock in housing market. This study analyzes how the persistence of housing price inflation in Korea has changed over time. The main feature of this study is that model uncertainty is considered in analyzing the fluctuation of the persistence. In general, empirical analysis proceeds as follows: (1) Most plausible model is selected based on data, and (2) parameters are estimated. To expound the persistence of a time-series data, we need to include autoregressive variables. Since we utilize small sample of data for the analysis, it is possible that an incorrect lag structure is selected and hence inappropriate implication is drawn. Therefore, we explicitly consider the model with various autoregressive structures in the estimation process to deal with the issue of model uncertainty. For the estimation, Gibbs sampling based on the method of Kuo and Mallick (1998) is utilized. The results of the empirical analysis indicate that the persistence of housing price inflation is stronger around the rising trend in terms of the cycle and in the Seoul metropolitan area in terms of region. Since 1988, three major upturns in housing market have been observed. The persistence of housing price begins to rise more rapidly just before the beginning of the upturns and to decline after the end of it. Regionally, the fluctuations in the persistence are greater in the Seoul metropolitan area than in the six local metropolitan area.

Keyword : Housing Price Inflation, Persistence, Model Uncertainty, Gibbs Sampling

* 본 연구와 관련하여 귀한 조언을 해 주신 서울시립대학교 경제학부 최경욱 교수님께 감사를 표한다.

** 서울시립대학교 경제학부 박사과정, myeongkim@bok.or.kr, 주저자

*** 서울시립대학교 경제학부 부교수, yonggook12@uos.ac.kr, 교신저자

I. 서론

가계에게 주택은 가장 중요한 자산이다. 통계청·한국은행이 발표한 2017년 국민대차대조표(잠정)에 따르면 2017년 말 현재 주택(부속 토지 포함)이 가계(비영리단체 포함)의 순자산에서 차지하는 비중은 단일 자산으로는 가장 높은 46.6%에 달하고 있다. 한편 주택가격의 변동은 경제 전체에 큰 영향을 미친다. 우선 주택가격의 등락은 자산효과 및 주택의 수요·공급 증감을 통해 실물경제를 활성화시키거나 침체시킬 수 있다. 또한 가계는 주택 매입 시 대금의 상당 부분을 차입하는 경우가 일반적이며 대출을 상환하지 못할 경우 금융기관은 담보로 제공된 주택을 처분하여 대출을 회수하기 때문에 주택가격의 급격한 변동은 가계 부채의 규모 및 건전성과 금융기관의 경영성과에 영향을 미쳐 금융시스템의 안정을 위협하는 요인이 될 수 있다. 실제로 2008년 글로벌 금융위기는 주택가격의 급등과 급락으로 초래된 금융 불안이 파급되어 실물경제가 침체된 대표적인 사례이다. 이와 같이 주택가격 변동은 금융·실물경제의 움직임과 가계의 주택투자 성과 결정에 큰 영향을 미치기 때문에 주택가격 시계열의 특성을 파악하는 일은 중요한 과제라고 할 수 있다.

주택가격 상승률의 지속성은 주택시장에 충격이 발생한 후 주택가격 상승률이 장기 균형 수준으로 회귀하는 속도를 의미한다.¹⁾ 우리나라 주택가격의 상승률은 상당히 높은 수준의 지속성을 가질 것으로 추측된다. 그 이유는 주택가격이 일단 상승하기 시작하면 상당 기간 동안 그 국면이 지속된 바 있다는 점 때문이다. 국민은행이 발표하는 월별 전국 주택매매가격 종합지수의 전년 동기대비 상승률이 2013월 11월 이후 약 5년 동안 지속적으로 양(陽)의 수준을 기록한 바 있음을 그 사례로 들 수 있다. 만일 주택가격 상승률의 지속성이 강할 경우 가격 상승 충격이 발생한 후 장기 균형 수준으로 회귀하는데 오랜 시간이 소요되기 때문에 주택가격 안정화를 위해 많은 정책 비용이 요구된다.

우리나라 부동산 정책의 방향은 정권의 교체와 부동산 경기의 변동에 따라 다양하게 변화하였다. 국정브리핑 특별기획팀(2008)이 펴낸 『대한민국 부동산 40년』에 따르면 1967년 이후 투기 억제 및 가격 안정을

위한 정책이 31건, 부동산 규제 완화를 통한 경기 활성화 대책이 17건 도입된 바 있다. 이와 같은 정책 기조의 빈번한 변화는 주택가격의 지속성에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 추정할 수 있다. 그 이유는 Beechey and Österholm(2012)이 이론 및 실증적 연구를 통해 중앙은행의 정책 방향의 변동에 따라 인플레이션의 지속성이 영향을 받음을 보여준 바 있기 때문이다. 뿐만 아니라 인구나 자산시장의 외생적인 구조 변화 등은 주택가격 상승률의 시계열적 특성에 상당한 영향을 미쳤을 가능성이 크다.

이와 같이 주택가격이 가계, 금융기관 및 정책당국의 의사결정에 큰 영향을 미치는 변수인 점을 주목할 뿐만 아니라 그동안 많은 국내 연구자들이 주택가격과 관련한 연구를 진행하였으나 주택가격 상승률의 지속성을 중점적으로 분석한 사례가 제한적임을 감안하여 본 연구에서는 우리나라 주택가격 상승률의 지속성이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변동해 왔는지를 실증적으로 분석해 보고자 한다.

본 연구의 주요 특징은 주택가격 상승률 지속성의 변동 추이를 분석함에 있어 사회과학 연구에서 빈번히 발생하는 모형의 불확실성 문제를 고려하였다는 점이다. 실증분석은 일반적으로 최근의 자료를 통계적 기법으로 분석하여 가장 적합할 것으로 판단되는 모형을 선택한 후 모수를 추정하는 순서로 진행된다. 만일 통계자료의 표본이 변동되거나 연구자의 판단에 오류가 있을 경우 다른 모형이 선택되어 상반된 시사점이 도출될 수 있다. 이와 같은 모형의 불확실성 문제로 인하여 한 모형이 다른 모형에 비해 일관되게 우월한 성능을 보이지 못하는 결과를 초래하기도 한다. 시계열 자료를 이용한 지속성의 추정에는 시차 내생변수가 포함된 모형이 사용된다. 동 모형의 시차구조는 일반적으로 Akaike 정보기준(AIC)이나 평균자승 예측오차(MSFE) 등과 같은 지표에 근거하여 선택된다. 하지만 제한된 표본을 이용한 추정과정에서 시차구조의 선택에 오류가 발생할 가능성은 항상 존재한다.²⁾ 따라서 본 연구에서는 다양한 시차구조를 가진 모형을 고려대상에 포함함으로써 모형의 불확실성 문제를 명시적으로 감안하려 하였다. 모형의 추정을 위해서는 Kuo and Mallick(1998)의 방법에 근거한 깁스 표본추출법

1) 본 연구는 Beechey and Österholm(2012)의 인플레이션의 지속성에 관한 연구에서 동기를 제공받았다. 본 연구에서는 인플레이션에 대응되는 개념으로써 주택가격 상승률이라는 용어를 사용하였다.

2) 제3절에서 소개될 Hjorth(1993)의 연구결과가 그 대표적인 사례이다.

(Gibbs sampling)을 활용하였다. 한편 지역에 따라서 주택가격 변동의 양상이 다르게 나타나는 점을 감안하여 지역별 주택가격 상승률의 지속성이 차이를 보이는 지도 살펴보았다. 주택가격이 지역으로 구분되는 하위 시장별로 서로 구분되는 통계적 특성을 나타내는 경우 정책당국은 대상 지역의 특성에 맞추어 차별화된 정책을 수립·시행하는 것이 바람직하기 때문이다.

실증분석 결과 주택가격 상승률은 시기적으로는 상승기를, 지역적으로는 서울 지역을 중심으로 높은 지속성을 보이고 있음을 확인하였다. 1988년 이후 3차례의 대세 상승기가 관측되는데 상승기에 들어서기 직전에 주택가격 상승률의 지속성이 높아지기 시작하여 상승기에는 매우 높은 수준을 유지하다가 상승기가 종료되면서 지속성이 하락하는 양상을 보이고 있다. 지역적으로는 서울 지역이 6대 광역시에 비해 지속성의 변화가 큰 것으로 나타나고 있다.

본 논문은 다음과 같은 순서로 구성되어 있다. 2장에서는 주택가격의 변동성과 관련된 기존 연구의 내용과 결과를 살펴보고, 3장에서는 분석에 이용한 모형과 추정방법에 대해 설명한다. 4장에서는 실증분석 결과를 제시하며, 마지막 5장에서는 연구 결과를 요약하고 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행 연구

기존의 국내 연구는 대체로 국내 주택가격 상승률 또는 상승충격에 지속성이 존재한다는 결과를 도출하고 있다. 정동준(2011)은 주식시장에 적용되는 배당모형을 이용하여 한국의 아파트 가격 자료가 갖는 시계열적 특성을 살펴보았다. 분석 결과 아파트 가격 상승률에 가장 큰 영향을 미치는 설명변수는 시차 내생변수였으며 동 가격은 2년 이상 장기간에 걸쳐 상승하거나 하락하는 지속성을 보이고 있음을 발견하였다. 또한 아파트 가격 상승률은 주가 수익률보다는 예측 가능성이 큰 변수이며, 현재의 아파트 가격 상승률은 과거 정보를 통해 상당히 예측 가능하다는 점에서 한국의 아파트 시장은 비효율적인 시장이라고 결론을 내리고 있다. 김지열(2011)은 아파트 가격에 장기 의존 특성(long-term dependence characteristics)의 존재 여부를 파악하기 위해 수정 R/S 분석에 의한 Hurst

지수 검정 및 V-통계량 검정을 실시하여 아파트 가격 상승률과 가격의 변동성 모두 지속성이 큰 시계열이라는 결론을 내리고 있다. 또한 김지열(2013)은 동일한 방법론을 적용하여 대형 아파트와 소형 아파트 가격의 상승률은 공통적으로 양의 장기 의존성을 가지며, 대형 아파트가 가격 형성에 있어 소형 아파트보다 장기 의존 특성이 더 크게 나타난다고 분석하였다. 이와 같은 현상이 발생하는 원인으로는 부동산 시장에 유입되는 새로운 정보가 시장 가격에 즉각적으로 반영되지 않고 서서히 전달되는 특성을 지적하고 있다. 한용석 외(2010)는 국민은행의 주택가격 지수 자료를 활용하여 주택시장의 변동성이 지역별 시장에 따라 어떠한 차이를 보이는지를 분석하였다. 주택가격을 지역별로는 서울특별시, 6개 광역시 및 도 지역으로, 유형별로는 매매가격과 전세가격으로 구분하여 ARCH, GARCH, 및 EGARCH 모형을 추정하였다. 분석 결과 지역별 지속성의 정도에 차이가 존재하지만 대부분의 지역에서 주택 매매가격과 전세가격 모두 충격의 영향이 장기 지속된다고 분석하였다.

한편 국내 주택가격 상승률의 지속성이 크지 않다는 연구결과도 있다. 윤성민 외(2016)는 주택 매매가격 변동의 장단기 예측을 목적으로 7개 대도시(서울특별시와 6개 광역시)의 월별 주택 매매가격 종합지수 시계열자료를 이용하여 패널 벡터 오차수정모형을 추정한 결과, 주택매매가격에는 지속성(추세 혹은 관성)이 단기적으로 존재하지만 장기적으로는 존재하지 않는다는 결론을 내리고 있다.

해외연구 사례를 보면 대체로 주택가격 상승률에 상당한 지속성이 존재한다는 분석 결과가 제시되고 있다. 주택가격 상승률의 지속성에 대한 선구적인 연구인 Case and Shiller(1989)의 경우, 미국 도시지역 단독주택(single-family homes) 실질 가격지수의 상승률에는 상당한 지속성이 존재하며 특정 연도의 도시 지역 주택가격 변화는 그 다음 해의 동일한 방향으로의 변화를 예측하는 경향을 보인다고 분석하였다. Posedel and Vizek(2009)은 6개 유럽 지역 국가(크로아티아, 에스토니아, 폴란드, 아일랜드, 스페인, 영국) 주택가격을 이용하여 VAR 모형을 추정한 결과 주택가격 지속성이 주택가격 결정에 가장 중요한 역할을 한다는 결론을 제시하고 있다. Gil-Alana et al.(2016)는 미국 주택가격의 장기 시계열(1830-2013년)에 장기 기억(long-memory) 접근방법을 적용한 결과 미국

주택가격은 실질 시계열 및 명목 시계열 모두 시계열 자료의 구조적 전환(structural break) 및 내재적 비선형성(inherent non-linearity)이 통제된 후에도 상당한 지속성을 가진다고 분석하였다. Gil-Alana et al.(2013)는 남아프리카공화국의 분기별 주택가격 시계열을 분석하여 저가(affordable) 주택과 고가(luxury) 주택의 경우 외부충격의 영향이 단기에 그치며 장기에는 사라지나, 중간가격(middle-segment) 주택은 외부충격의 영향이 항구적(permanent)이라는 결과를 도출하여 주택가격 지속성이 하위 주택시장별로 상이하게 나타남을 보였다.

본 연구는 다음 두 가지 점에서 기존 연구와 구분된다. 첫째, 제한된 표본의 시계열 자료를 이용한 추정에서 불가피하게 발생하는 모형의 불확실성을 감안하여 분석을 시도하였다는 점이다. 둘째, 정부의 정책 방향 변화를 비롯한 경제 구조의 변화가 주택가격 상승률의 지속성에 영향을 주었을 가능성을 고려하여 시변모수 모형을 사용하였다.

III. 모형

1. 모형의 설정

실증분석의 일반적인 절차는 다음과 같다. 첫째, 최근의 자료를 통계적 기법으로 분석한 후 연구자가 가장 적합할 것으로 판단하는 모형을 선택한다. 둘째, 주어진 모형이 사실과 가장 근사하다는 가정 하에서 주어진 자료를 이용하여 모형의 모수를 추정한다. 셋째, 추정 결과가 갖는 시사점을 도출한다. 이와 같은 실증분석의 절차는 다음과 같은 잠재적인 문제점을 내포한다. 첫째, 더 먼 과거의 자료나 더 최신 자료가 확보되어 자료의 표본이 달라질 경우 다른 모형이 선택되어 분석 결과가 달라질 수 있다. 둘째, 연구자의 판단이나 통계적 기법에 오류가 있을 경우 적절하지 않은 모형이 선택되어 잘못된 시사점을 도출할 수 있다. 이와 같은 모형의 불확실성에 따른 실증분석상의 문제점은 Chatfield(1995)가 자세히 기술하고 있다. 예를 들어, Hjorth(1993)는 ARMA(1,1) 모형으로부터

시계열을 500번 생성한 후 MSFE를 기준으로 모형을 선택하고 추정하는 실험을 한 바 있다. 그 결과 올바른 모형의 구조를 선택한 경우가 500개의 시계열 가운데 28번에 불과하다는 다소 충격적인 결과를 보여주고 있다. 이와 같은 모형의 불확실성 문제에 대처하기 위해 시뮬레이션과 재추출(resampling) 방법의 활용, 베이저안 모형 평균법, 가능한 한 모든 자료의 검토 등과 같은 방법이 동원되기도 한다.

주택가격 상승률의 지속성을 분석하기 위해서는 일변량적(univariate) 방법과 다변량적(multivariate) 방법을 고려할 수 있다. 다변량 모형이 사용될 경우 모형의 불확실성 문제는 증폭될 수밖에 없다. 우선 주택시장은 통화 및 재정정책 뿐만 아니라 건설 및 개발 정책 이외에도 인구 구조, 혼인 건수, 경기 변동, 주택 공급량, 교통 구조 변화, 자본시장의 상황, 해외 요인 등 매우 다양한 변수에 의해 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 따라서 다변량적 방법을 사용할 경우 어떤 변수를 포함하는 어떤 형태의 모형을 사용하느냐에 따라서 분석결과가 달라질 수 있다. 실제로 매우 다양한 모형이 주택가격 예측을 위해 사용되고 있으나 특정 모형이 다른 모형에 비해 일관되게 우월한 성능을 보여주지는 못하고 있다.³⁾ 본 연구의 주된 관심사는 주택가격 상승률이 갖는 지속성이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변동하였는지를 분석하는 데 있다. 따라서 모형의 불확실성 문제를 최소한으로 제한하기 위해 일변량적 분석방법이 이용된다. 이는 시계열이 갖는 지속성은 일변량적 속성이라는 Pivetta and Reis(2007)의 지적과도 일관된다. 따라서 본 연구에서는 주택가격 상승률(x_t)을 다음과 같이 모형화한다:

$$x_t = \beta_{0,t} + \sum_{j=1}^k \delta_j \beta_{j,t} x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

여기서 잔차항 ε_t 는 상호 독립적인 $N(0, \sigma^2)$ 분포를 따른다고 가정한다. 식 (1)과 같은 자기회귀 모형을 이용한 일반적인 시계열 분석방법은 AIC, BIC, 또는 MSFE 등의 통계적 기준에 의해 가장 적합할 것으로 생각되는 시차 구조를 선택하는 것으로 시작한다. 하지만 통계적 기준을 변화시킴에 따라 다른 시차구조를 갖는

3) 부동산 가격의 예측을 위한 연구를 살펴보면 ARIMA 모형과 상태공간모형(김근용, 1998) VAR 모형(손정식 외, 2002), 개입분석모형(임성식, 2014), 베이저안 VAR 모형(김성환 외, 2016; 함종영·손재영, 2016), 인공지능경망 모형(정원구·이상엽, 2007), 딥 러닝 방법(민성욱, 2017) 등 매우 다양한 모형이 사용되고 있다.

모형이 선택되는 경우가 많다.⁴⁾ 이와 같이 일변량 모형을 사용할 경우에도 어떤 시차 내생변수가 포함되어야 하는지에 대한 불확실성이 존재한다. 특히 본 연구의 주 관심사가 되는 지속성을 측정하는 데는 시차 구조의 선택이 매우 중요하다. 이와 같은 모형의 불확실성을 구현하기 위해 k 개의 표시변수(indicator variable) $\delta_j \in \{0,1\}$ 를 이용한다. 만일 $\delta_j = 0$ 일 경우 설명변수 x_{t-j} 가 포함되지 않는 모형을 의미한다. 예를 들어, $\delta_1 = 1$ 이고 나머지 δ_j 가 모두 0인 경우 모형은 AR(1)이 된다.⁵⁾

우리나라 부동산 정책의 방향은 정권의 교체와 부동산 경기의 변동에 따라 다양하게 변화해 왔을 뿐만 아니라 주택시장에 영향을 미치는 외생적 환경도 지속적으로 바뀌고 있다. 따라서 주택가격의 지속성에 직접적으로 영향을 미치는 자기 회귀계수가 시간에 따라서 변동할 수 있도록 모형을 설정하였다. 회귀계수의 구조 변화를 반영하기 위해 $\beta_{j,t}$ 가 시간에 따라 변할 수 있도록 다음과 같은 확률보행 과정으로 설계되었다.

$$\beta_{j,t} = \beta_{j,t-1} + \eta_{j,t}, \quad (2)$$

여기서 $\eta_{j,t}$ 는 평균이 0이고 분산이 q_j^2 이며 $j=0,1,\dots,k$ 에 대해 상호 독립적인 정규분포를 따르는 것으로 가정한다. 만일 회귀계수의 변동이 제한적일 경우 지속성은 일정한 수준으로 유지된다고 판단할 수 있다.

2. 추정 방법

동 분석에서 고려될 수 있는 모형의 개수는 표시변수 δ_j 의 조합을 통해 2^k 개로 계산된다. 예를 들어 최장 시차를 12로 정한다면 가능한 모형의 개수는 $2^{12} = 4,096$ 이다. 이와 같이 매우 다양한 시변모수 모형을 고전적인 변수 제거법(backward elimination)이나 확장 선택법(forward selection)으로 추정하는 데는 상당한 계산 비용이 소요될 것이다.⁶⁾ 이러한 문제를 해결하기

위해 본 연구에서는 Kuo and Mallick (1998)의 접근 방법이 활용되었다. 이 방법은 깃스 표본추출법(Gibbs sampling)을 통해 자료에 대한 적합도가 더 높은 모형이 더 자주 추출되도록 하는 방법이다.⁷⁾ 동 방법은 Groen et al.(2013)가 Stock and Watson(1999)의 ARX 모형을 일반화하여 인플레이션 예측의 정도를 높이는 데 활용한 바 있다.

식 (1)과 (2)로 요약되는 모형의 모수 추정을 위해 베이저안 방법을 사용한다. 모형의 근원적 모수는 지표변수 벡터 $D \equiv [\delta_1, \dots, \delta_k]'$ 와 시변 모수의 변동성을 나타내는 $Q \equiv [q_0^2, \dots, q_k^2]'$ 및 인플레이션율의 변동성을 나타내는 σ^2 로 정리된다. 전체 모수 벡터는 $\Theta \equiv [D, Q, \log(\sigma^2)]'$ 로 표시된다. 각 모수의 사전분포(prior distribution)에 대한 가정은 다음과 같다: 우선 지표변수 δ_j 는 사전적으로 베르누이(Bernoulli) 분포를 따른다.

$$\Pr[\delta_j = 1] = \lambda_j, \quad j = 1, \dots, k. \quad (3)$$

한편 시변모수의 변동성을 나타내는 q_j^2 는 감마(Gamma) 분포를 따른다.

$$q_j^2 \sim G(\omega_j, \nu_j), \quad j = 0, \dots, k. \quad (4)$$

마지막으로 인플레이션 변동성 $\log(\sigma^2)$ 의 사전분포는 정규분포로 가정한다.

모형의 잠재변수(latent variable)는 $B_t \equiv [\beta_{0,t}, \dots, \beta_{k,t}]'$ 이다. 사후분포의 계산을 위한 우도함수(likelihood function)는 다음과 같이 자료와 잠재변수의 결합 확률밀도함수로 표시된다.

$$p(X, B|\Theta) = p(x_{k+1}|x_k, \dots, x_1, D, B_{k+1}, \sigma^2) \times \dots \times p(x_T|x_{T-1}, \dots, x_{T-k}, D, B_T, \sigma^2) \times p(B_{k+1}|B_k, Q) \times \dots \times p(B_T|B_{T-1}, Q) \quad (5)$$

4) 예를 들어 BIC의 경우 모형의 자유도가 낮아질수록 더 많은 감점(penalty)을 부과하기 때문에 AIC에 비해 짧은 시차구조가 선택되는 경우가 많다.

5) 이와 같은 모형은 Jung(2019)에서 G7 국가의 인플레이션율의 지속성을 분석하는 데 사용된 바 있다.

6) 자기회귀 모형에 시변모수가 포함된 경우 통상적인 최소자승법(OLS) 대신 최우추정법(MLE)을 사용해야 한다. 만일 4,096개의 서로 다른 모형을 최우추정법으로 추정할 경우 많은 계산비용이 소요될 수 밖에 없다. 또한 주택가격 상승률의 지속성을 평가하기 위해서는 각 모형의 사후적 확률(posterior probability)을 계산하여 지속성 지표를 가중평균하는 추가적인 계산이 필요하다.

7) 깃스 표본추출법에 대한 좀 더 직관적인 설명은 Suess and Trumbo(2010)를 참조하라.

여기서 $X \equiv [x_{k+1}, \dots, x_T]'$ 이며 $B \equiv [B_{k+1}, \dots, B_T]'$ 이다. 각 확률밀도함수는 다음과 같이 계산된다.

$$p(x_t | x_{t-1}, \dots, x_{t-k}, D, B_t) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x_t - \beta_{0,t} - \sum_{j=1}^k \delta_j x_{j,t-j})^2}{2\sigma^2} \right] \quad (6)$$

$$p(B_t | B_{t-1}, Q) = \prod_{j=0}^k \frac{1}{q_j \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\beta_{j,t} - \beta_{j,t-1})^2}{2q_j^2} \right] \quad (7)$$

사후적 확률밀도함수(posterior distribution)는 식 (5)로 나타나는 우도함수와 사전분포 $p(\theta)$ 를 결합함으로써 구할 수 있다.

$$p(\theta, B | X) \propto p(\theta) p(X, B | \theta) \quad (8)$$

Geman and Geman(1984)이 일반화한 깃스 표본 추출법은 Kuo and Mallick(1998)의 제안에 따라 다음과 같이 진행된다.

- (1) 모수와 잠재변수의 초기값을 설정: $[B_{k+1}^{(0)}, \dots, B_T^{(0)}]'$, $D^{(0)}$, $Q^{(0)}$, $\sigma^{(0)}$.
- (2) $[B_{k+1}^{(0)}, \dots, B_T^{(0)}]'$, $Q^{(0)}$, $\sigma^{(0)}$, X 하에서 $D^{(1)}$ 의 표본을 추출.
- (3) $D^{(1)}$, $Q^{(0)}$, $\sigma^{(0)}$, X 하에서 $[B_{k+1}^{(1)}, B_{k+2}^{(1)}, \dots, B_T^{(1)}]'$ 의 표본을 추출.
세부적으로는 $D^{(1)}$, $Q^{(0)}$, $\sigma^{(0)}$, X , $[B_{k+2}^{(0)}, B_{k+3}^{(0)}, \dots, B_T^{(0)}]'$ 하에서 $B_{k+1}^{(1)}$ 의 표본 추출
 $D^{(1)}$, $Q^{(0)}$, $\sigma^{(0)}$, X , $[B_{k+1}^{(1)}, B_{k+3}^{(0)}, \dots, B_T^{(0)}]'$ 하에서 $B_{k+2}^{(1)}$ 의 표본 추출
:
 $D^{(1)}$, $Q^{(0)}$, $\sigma^{(0)}$, X , $[B_{k+1}^{(1)}, B_{k+2}^{(1)}, \dots, B_{T-1}^{(1)}]'$ 하에서 $B_T^{(1)}$ 의 표본 추출
- (4) $[B_{k+1}^{(1)}, \dots, B_T^{(1)}]'$, $D^{(1)}$, $Q^{(1)}$, X 하에서 $\sigma^{(1)}$ 의 표본을 추출.
- (5) $[B_{k+1}^{(1)}, \dots, B_T^{(1)}]'$, $D^{(1)}$, $\sigma^{(1)}$, X 하에서 $Q^{(1)}$ 의 표본을 추출.

- (6) $[B_{k+1}^{(1)}, \dots, B_T^{(1)}]'$, $D^{(1)}$, $Q^{(1)}$, $\sigma^{(1)}$, X 를 초기값으로 (2)번으로 회귀.

알고리즘에서 (2)번의 프로세스가 먼저 실시되는 것은 모형에 포함될 설명변수를 우선적으로 선정한 다음 여타 모수와 잠재변수의 표본을 추출하는 방식으로 진행됨을 의미한다. (2)번 프로세스에서는 각각의 지표변수가 순차적으로 추출되는 것이 아니라 지표변수 벡터가 한 번에 추출되므로 한 설명변수의 존재가 다른 설명변수에 미치는 영향을 제거할 수 있다. 또한 모형의 형태를 정의한 상태에서, 즉 D 의 값이 정해진 상태에서 잠재변수를 추출하게 되므로 $\delta_j \beta_{j,t}$ 의 식별 문제도 피할 수 있다.

위와 같은 깃스 표본 추출을 N 번 반복함으로써 다음과 같은 표본을 얻게 된다: $[B_{k+1}^{(i)}, \dots, B_T^{(i)}]'$, $D^{(i)}$, $Q^{(i)}$, $\sigma^{(i)}$, $i = 1, \dots, N$.

IV. 실증분석

1. 사용자료

주택가격 변동의 지속성을 살펴보기 위하여 국민은행에서 매월 발표하는 모든 형태의 주택(아파트, 단독주택, 연립주택)과 아파트 가격 지수가 사용되었다. 지역별로는 전국, 서울, 강북, 강남 및 6개 광역시를 살펴 보았으며 표본기간은 1986년 1월부터 2017년 12월이다. 상승률은 전년 동기대비 상승률로 계산되었다.⁸⁾ 한편 한국감정원에서 발표하는 전국 아파트 실거래 가격지수가 추가적으로 분석에 사용되었다. 전국, 수도권, 지방, 서울, 서울 동북권, 서울 서북권, 서울 서남권 및 서울 동남권의 자료가 사용되었는데 동 자료의 경우 표본기간이 다소 짧아 2006년 1월부터 2017년 12월까지가 분석에 이용되었다. <표 1>에는 사용된 자료의 내용이 정리되어 있다.

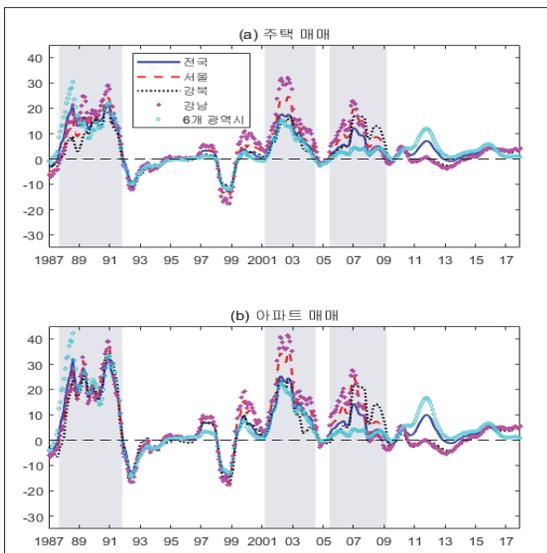
<그림 1>은 국민은행 자료를 이용한 전년 동기 대비 주택 매매가격 상승률의 추이를 보여주고 있다. 음영으로 표시된 기간은 최영준 외(2008)의 정의에 따르면 세 차례의 대세 상승기에 해당된다.⁹⁾

8) 주택가격 결정에는 계절요인이 강하게 작용하기 때문에 전년 동월대비 기준이 주택가격 상승률의 추세적인 움직임을 보다 잘 설명한다.

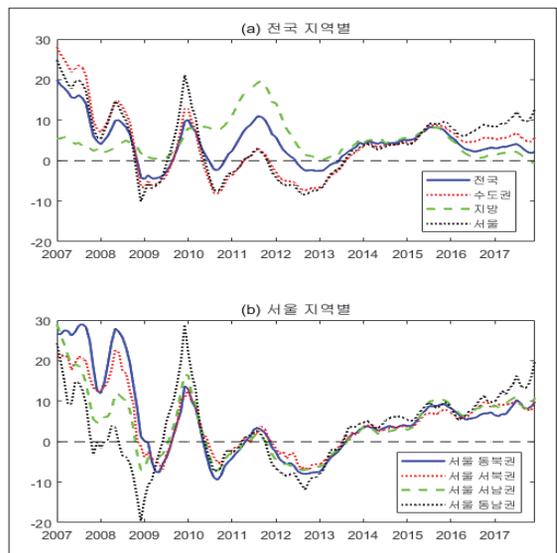
<표 1> 사용자료 내역

자료	지역	표본기간	발간기관
주택매매가격 종합지수	전국, 서울, 강북, 강남, 6개 광역시	1986.1-2017.12	국민은행
아파트 매매가격지수	전국, 서울, 강북, 강남, 6개 광역시	1986.1-2017.12	국민은행
아파트 실거래 가격지수	전국, 수도권, 지방, 서울, 서울 동북권, 서울 서북권, 서울 서남권, 서울 동남권	2006.1-2017.12	한국감정원

<그림 1> 주택 매매가격 추이(국민은행 자료)



<그림 2> 아파트 실거래가격 변동 추이(한국감정원 자료)



제1상승기는 1987년 9월부터 1991년 11월까지로서 전국 명목주택가격이 평균 14퍼센트 상승하였다. 2상승기는 2001년 3월부터 2004년 7월까지로 구분되는데 동 기간 중 평균 9.2퍼센트의 상승률을 기록하였다. 제3상승기는 2005년 6월부터 2009년 3월까지로서 5.5퍼센트의 평균 상승률을 기록한 시기이다. 동 자료에서 나타난 주택가격 움직임의 기간별 및 지역별 특성은 다음과 같이 정리될 수 있다. 첫째, 주택가격의 움직임을 기간별로 보면 1986년부터 2009년까지의 기간 중 주택가격이 상승기에 상당 기간 큰 폭의 상승세를 지속하다가 비상승기에는 정체되는 모습을 보이고 있다. 2009년 이후에는 이전과 비교하여 대세 상승기로 정의될 만큼 큰 폭의 상승이 관찰되지는 않았으

나 비교적 높은 상승률이 장기간 지속되고 있음을 알 수 있다. 둘째, 주택가격의 움직임을 지역별로 살펴보면 2000년 이후 지역 주택가격 상승률의 차별성이 강해지고 있다. 즉 2000년 이전까지는 주택가격이 전국적으로 비슷한 수준의 상승률을 기록하였으나 그 이후 관측된 제2상승기 및 제3상승기에는 서울 강남지역 주택가격이 현저하게 높은 상승률을 나타냈으며 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 이후에는 서울 주택가격 상승률이 6대 광역시보다 낮은 수준을 지속하다가 2016년 이후 다시 여타 지역보다 높은 수준으로 반전되었다.

아파트 실거래 가격지수의 전년 동기 대비 상승률 추이를 나타내는 <그림 2>의 패널 (a)에서는 수도권과 지방의 주택가격 상승률이 상당히 다른 양상을 보이고

9) 상승기는 전국 주택가격의 상승률이 양(+)의 값을 나타내고 10퍼센트 이상을 기록한 후 음(-)의 값으로 바뀌기 전까지의 기간으로 정의된다.

있음을 보여준다. 서울과 수도권은 경우 2007년도 초반에 20퍼센트가 넘는 상승률을 기록하였으나 지방의 경우 동 기간 동안 5퍼센트 내외의 상대적으로 낮은 상승률을 나타내었다. 미국발 금융위기의 여파로 인해 2008년 후반부터 2009년 중반까지 서울과 수도권 주택가격은 하락세로 돌아섰다가 2009년 중반 이후 다시 급격한 상승세를 보인 후 다시 안정화되는 양상을 보이고 있다. 반면 지방 주택가격의 경우 2009년 중반부터 시작된 상승세가 2011년 말까지 지속되는 모습을 보이고 있다. <그림 2>의 패널 (b)에서는 서울의 지역별 주택가격 상승세가 정리되어 있다. 서울 동북권, 서북권, 서남권, 동남권의 주택가격 상승률은 대체로 유사한 움직임을 보이고 있으나 2009년 중반부터 2010년 초반까지 나타난 서울 지역의 급격한 상승률 상승은 강남구, 서초구, 송파구를 포함하는 동남권의 움직임이 주도했음을 알 수 있다.

이와 같이 2000년 이후 주택가격 상승률이 지역별로 차별화되는 현상은 주택가격 상승률의 상관관계 분석에서도 드러난다. <표 2>에서는 국민은행 자료를 이용한 전체 주택 및 아파트 가격 상승률의 지역별 상관관계를 보여주고 있다. 서울 강북과 강남지역의 전체 주택, 아파트 거래가격은 0.9 내외의 높은 상관관계를

<표 2> 주택가격 상승률의 지역별 상관계수

	전국	서울	강북	강남	6개 광역시
(a) 주택 거래가격					
전국	1.00				
서울	0.94	1.00			
강북	0.88	0.96	1.00		
강남	0.93	0.98	0.88	1.00	
6개 광역시	0.94	0.78	0.72	0.78	1.00
(b) 아파트 거래가격					
전국	1.00				
서울	0.94	1.00			
강북	0.92	0.95	1.00		
강남	0.92	0.99	0.90	1.00	
6개 광역시	0.95	0.80	0.80	0.77	1.00

보여주고 있는 반면 6개 광역시와 서울 지역의 상관계수는 0.8 이하에 머무는 경우도 있어 상대적으로 동행성이 낮은 것으로 볼 수 있다. 이와 같은 분석 결과는 한국감정원 자료를 이용한 상관관계 분석 결과인 <표 3>에서 보다 명백히 나타나고 있다. 6개 광역시를 포함하는 지방의 아파트 실거래가격 상승률은 서울과 0에 가까운 음의 상관관계를 갖는 것으로 계산되어 매우 낮은 동행성을 갖고 있다. 서울 동남권의 아파트 실거래가격은 서울 서남권과 가장 높은 상관관계(0.86)를 보이는 반면 서울 동북권 및 서북권과는 상관계수가 각각 0.50와 0.62에 머무름으로써 비교적 낮은 동행성을 보여주고 있다. 이와 같은 <표 2>와 <표 3>의 결과는 2000대 중반 이후 강남 지역의 주택가격 변동이 타 지역과 상당히 다른 양상을 보였던 점을 반영한다.

<표 3> 아파트 실거래가격 상승률의 지역별 상관계수

	전국	수도권	지방	서울	서울 동북권	서울 서북권	서울 서남권	서울 동남권
전국	1.00							
수도권	0.78	1.00						
지방	0.58	-0.02	1.00					
서울	0.69	0.95	-0.09	1.00				
서울 동북권	0.67	0.93	-0.10	0.85	1.00			
서울 서북권	0.68	0.95	-0.11	0.91	0.96	1.00		
서울 서남권	0.65	0.95	-0.13	0.99	0.84	0.90	1.00	
서울 동남권	0.50	0.72	-0.09	0.87	0.50	0.62	0.86	1.00

2. 기본값의 설정

실증분석을 위해 월별 자료를 이용하였으므로 최장 시차(k)는 12로 설정되었다. 다른 연구에서 최적시차의 길이가 6개월 내외로 선택되는 것을 감안하면 가능성 있는 모형을 대부분 포함하는 최장시차라고 판단된다.¹⁰⁾

10) 12개월의 최장 시차를 선택한 근거는 다음과 같다. 우선, 동 연구에서 사용한 모형의 시차구조를 BIC 기준으로 선택한다면 6개월 내외의 시차가 가장 적합한 것으로 나타나고 있다. 한편 최장 시차를 12개월 이상으로 확장할 경우 표본의 개수가 많지 않은 상황에서 자유도의 감소로 인한 문제가 발생할 수 있다. 일반적으로 지속성을 판단하기 위한 시계열 모형의 경우 전기($t-1$ 기)의 시계열이 당기(t 기)의 시계열에 어떤 영향을 미치는지가 가장 큰 관심사가 된다. 따라서 최장 시차를 증가시킨다고 해서 실증분석 결과가 크게 달라지지는 않을 것으로 판단된다.

사전분포의 모수는 다음과 같이 설정되었다. 우선 $\lambda_j = 0.5$ 로 정함으로써 x_{t-j} 가 모형에 포함될 확률이 50퍼센트인 것으로 설정된다. 이는 각 설명변수를 포함할 가능성이 사전에 알려져 있지 않음을 의미한다. 한편 η_j^2 와 σ^2 의 사전분포는 AR(12) 모형의 추정 결과를 토대로 설정되었다.

3. 실증분석 결과

지속성은 일정 시점에 발생한 충격이 시계열에 미치는 장기적 또는 영구적 영향을 측정하는 데 사용되는 개념이다. 안정적인(stationary) 시계열의 경우 충격의 영향은 일시적이며 충분한 시간이 지난 후에는 소멸된다. 반면 안정적이지 않은(non-stationary) 시계열의 경우 충격의 영향은 영원히 지속된다. 손쉬운 사례로 확률보행과정(random walk process)의 경우 t 기에 발생한 충격은 영원히 시계열의 수준에 영향을 미치게 된다.

따라서 충격 이후 특정 시점에서 측정된 충격반응함수(impulse response function)의 규모는 시계열이 갖는 지속성을 나타내주는 지표로 활용될 수 있다. 충격반응함수를 이용하여 시계열의 지속성을 측정하기 위해서는 여러 개의 시점을 선택하고 그 시점에 대응되는 충격반응의 규모를 계산해야 하는 번거로운 점이 있다. 특히 본 연구에서는 시변모수와 모형의 불확실성이 동시에 감안되기 때문에 충격반응함수의 형태를 효과적으로 표현하는 것이 매우 어렵다. 따라서 본 연구에서는 Andrews and Chen(1994)이 제시한 지속성 지표를 활용하였다. Andrews and Chen(1994)에 따르면 AR(p) 모형에서 모든 자기회귀 계수의 합을 ρ 라고 할 때 누적 충격반응이 $1/(1-\rho)$ 과 같음을 보여 주고 있다. 만일 ρ 의 값이 1에 수렴하는 경우 누적 충격반응은 무한대에 수렴하게 된다. 즉, 충격에 대한 반응이 영원히 지속됨을 의미한다. 한편 ρ 의 값이 1에 근사한 값, 즉 1보다 조금 크거나 작은 값을 갖는 경우에도 누적 충격반응의 규모는 매우 큰 값을 갖게 되어 시계열의 지속성이 크다고 판단할 수 있다. 반면 ρ 의 값이 1보다 매우 작거나 1보다 매우 큰 경우에는 누적 충격반응의 규모가 줄어들게 되고 지속성이 낮은 경우라고 판단할 수 있다. 이와 같이 자기회귀 계수를 이용하여 시계열의 지속성을 편리하게 파악할 수 있다.

모형의 추정을 위한 깃스 표본 추출 작업은 총

20,000번 실시되었고 그 중 마지막 10,000개의 표본이 분석에 이용되었다. 추출된 표본을 이용하면 다음과 같이 t 기에 추정된 자기회귀 계수의 합계인 ρ_t 의 분포를 유추할 수 있다:

$$\rho_t^{(i)} = \sum_{j=1}^k \beta_{j,t}^{(i)} \delta_j^{(i)}, \quad (9)$$

여기서 $\rho_t^{(i)}$ 는 i 번째 표본이 t 기에 나타내는 주택가격 상승률의 지속성을 의미한다. 동 지표의 규모가 클수록, 특히 1에 근접할 경우 인플레이션의 지속성이 높다고 해석할 수 있다.

한편 $\beta_{0,t}^{(i)}$, $\beta_{j,t}^{(i)}$ 및 $\delta_j^{(i)}$ 의 표본을 이용하여 μ_t 의 분포를 근사화할 수 있는데

$$\mu_t^{(i)} = \frac{\beta_{0,t}^{(i)}}{1 - \sum_{j=1}^k \beta_{j,t}^{(i)} \delta_j^{(i)}}, \quad (10)$$

이는 자기회귀 모형의 비조건부 평균치를 나타낸다. 동 지표는 주택가격 상승률의 균제상태(steady state) 값으로 해석될 수 있는데 추정 결과를 실적치의 이동평균과 비교함으로써 추정된 모형의 적합도를 간접적으로 평가하는 데 활용된다.

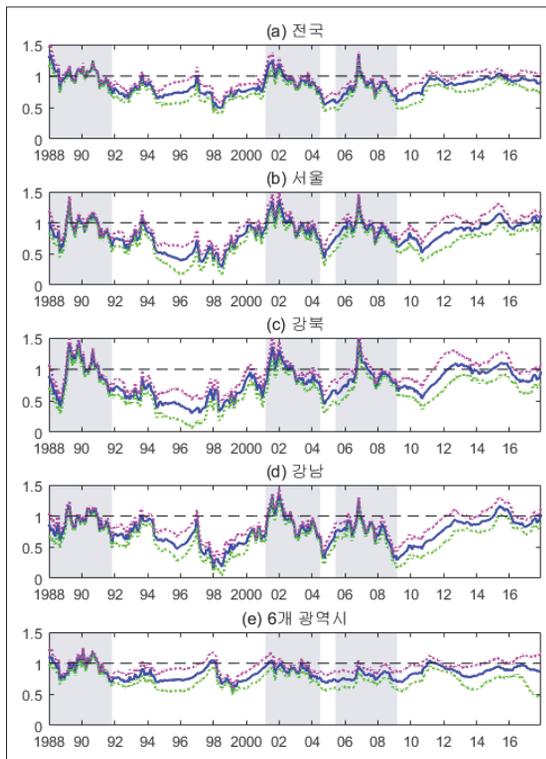
<그림 3> ~ <그림 6>은 주택 거래가격의 지속성을 나타내는 ρ_t 의 분포를 근사화한 것이다. 실선은 각 시점에서 근사화된 지속성 지표 분포의 중위수(median)를 나타내며 실선 상하에 위치한 점선들은 ρ_t 분포의 75번째 및 25번째 백분위수를 나타낸다. 따라서 두 점선의 차이는 근사화된 사후분포의 불확실성을 나타내는 사분범위(interquantile range)에 해당된다. 그림에서 일반적으로 나타나고 있는 바와 같이 사분범위의 규모가 작지 않으므로 어떤 모형이 적합한지에 대한 불확실성은 상존하고 있음을 알 수 있다. 하지만 사분범위의 추세적 변동을 통해 주택가격 상승률의 지속성이 어떻게 변동해 왔는지를 유추할 수 있다.

먼저 <그림 3>과 <그림 4>에서는 국민은행 자료를 이용한 모든 주택 및 아파트 가격 상승률의 지속성을 보여주고 있다. <그림 1> 및 <그림 2>와 마찬가지로 음영으로 표시된 기간은 주택가격 상승기에 해당한다. 모든 주택의 가격 상승률은 1989년부터 1991년까지

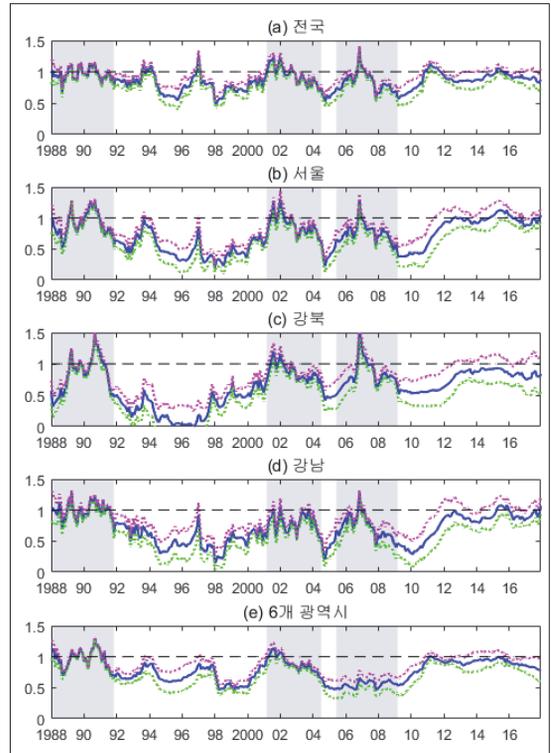
상당히 높은 수준의 지속성을 유지하다가 1991년 중반 이후 지속성이 약화되는 경향을 나타내었다. 추정된 ρ_t 의 분포는 2001년부터 2003년까지 1에 가까운 수준을 유지하다가 잠시 낮아진 후 2006년을 전후하여 다시 1에 근접하는 양상을 보이고 있다.¹¹⁾ 제3상승기가 끝난 이후 2010년부터 다시 상승하기 시작한 ρ_t 의 분포는 2017년 말까지도 1에 가까운 수준을 유지하고 있다. 동 기간은 최영준·손창남·조강철(2008)의 정의에 따른 대세 상승기로 구분되지는 않지만 2009년 11월 ~ 2012년 11월 그리고 2013년 11월 ~ 2017년 12월의 기간 동안은 주택가격의 지속적인 상승이 관측되는 시기에 해당된다.

지역별로 살펴보면 강북과 강남의 모든 주택가격 상승률은 유사한 특성을 나타내고 있다. 반면 6개 광역시의 경우 지속성의 변동폭은 서울 지역에 비해 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 한편 아파트 거래가격의

<그림 3> 주택 거래가격 상승률 지속성 지표(ρ_t)의 분포



<그림 4> 아파트 거래가격 상승률 지속성 지표(ρ_t)의 분포

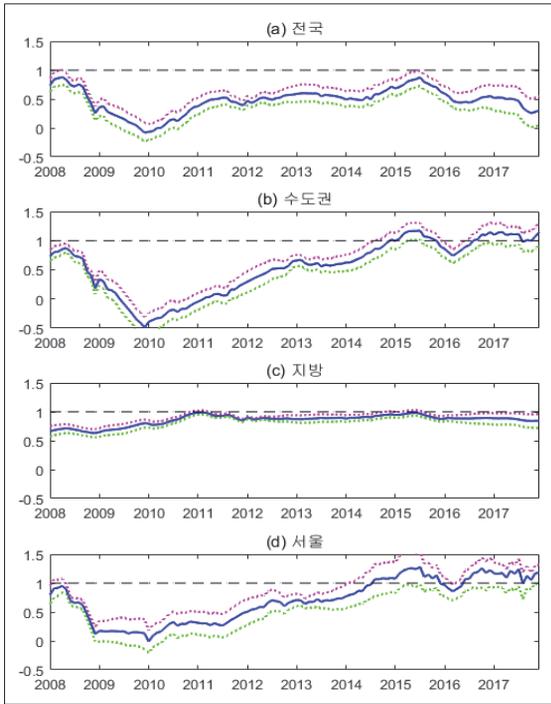


지속성을 보여주는 <그림 4>에서는 <그림 3>과 대체로 비슷한 추이를 보여주고 있으나 6개 광역시의 경우 2004년부터 2010년까지 전후 비교적 낮은 지속성이 유지된다는 차이점이 발견된다.

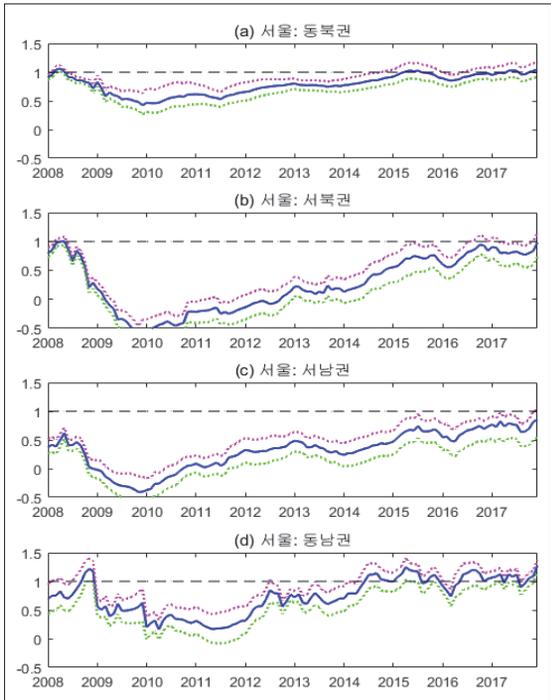
한국감정원에서 발표하는 아파트 실거래가격을 이용한 지속성의 추정 결과는 <그림 5>와 <그림 6>에 정리되어 있다. 그림은 2008년부터 2017년까지 동 지속성에 상당한 변동이 있었음과 아울러 수도권과 지방의 움직임에도 상당한 차이가 있음을 보여주고 있다. 2008년 초 수도권 및 서울의 아파트가격 상승률은 높은 지속성을 보였으나 2008년 중반부터 하락하였고 2010년 초에 저점을 찍은 후 지속적으로 상승하여 2015년 이후 1에 가까운 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 한편 지방의 경우 전반적으로 높은 지속성을 보이고 있다. 특히 2011년부터 지속적으로 0.8을 상회하는 수준을 지속하고 있다. <그림 6>에서는 서울 지역별 아파트가격 상승률의 지속성이 나타나고 있다. 대

11) 주택가격의 움직임은 정책적인 요인 이외에도 인구 구조, 혼인 건수, 경기 변동, 주택 공급량, 교통 구조 변화, 자본시장의 상황, 해외 요인 등 매우 다양한 변수에 의해 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 본 연구는 일변량 시계열 모형을 이용해서 주택가격 상승률이 얼마나 지속성을 갖고 어떻게 변동해 왔는지를 살펴보는 것을 목적으로 하고 있다. 따라서 정부정책과 지속성 간의 구체적인 연관성을 언급하기는 매우 어려운 점이 있다.

<그림 5> 아파트 실거래가격 상승률 지속성 지표(ρ_t)의 분포 (전국)



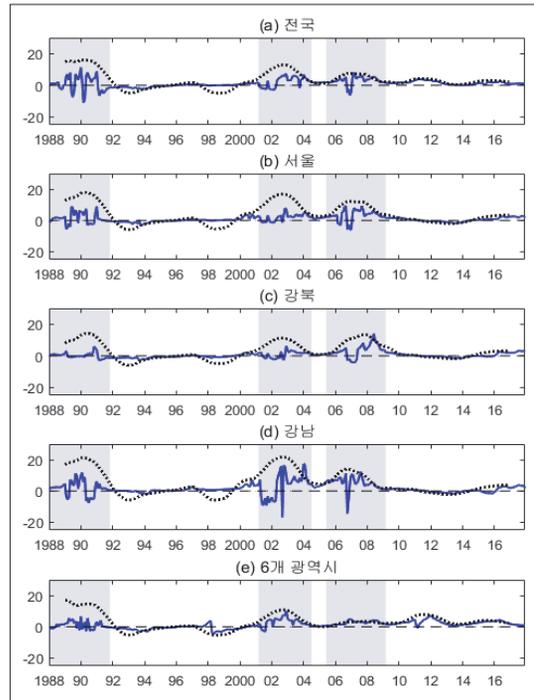
<그림 6> 아파트 실거래가격 상승률 지속성 지표(ρ_t)의 분포 (서울지역)



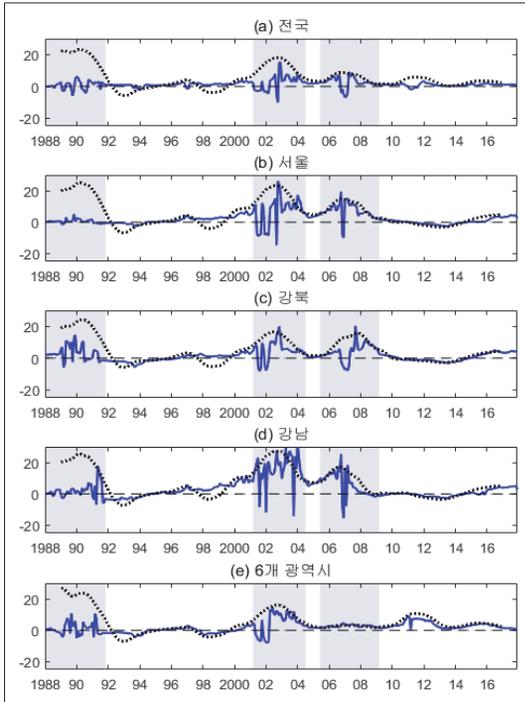
제로 2010년 이후 지속적으로 상승하는 패턴을 보인다. 이는 점에서는 비슷한 양상을 보이고 있지만 강남 3구(강남구, 서초구, 송파구)가 포함된 서울 동남권의 경우 2012년 중반에 이미 1에 근접한 수준을 보임으로써 다른 지역에 비해 지속성이 빠르게 상승한 것으로 보인다.

<그림 7> ~ <그림 10>은 μ_t 의 중위수와 주택가격 상승률 실적치의 이동평균값을 각각 실선과 점선으로 표시하여 비교한 것이다. 앞서 설명한 바와 같이 μ_t 는 주택가격 상승률의 장기 균형값 혹은 균제상태 값으로 해석될 수 있으므로 해당기간 전후 1년간, 총 2년간의 상승률 이동 평균치와 비교함으로써 모형의 적합도를 간접적으로 유추할 수 있다. 그림을 살펴보면 추출된 $\beta_{0,t}^{(i)}$, $\beta_{j,t}^{(i)}$ 및 $\delta_j^{(i)}$ 의 표본을 이용하여 계산된 $\mu_t^{(i)}$ 의 중위수는 대체로 이동평균 값과 유사한 움직임을 보이고 있음을 알 수 있으며 따라서 모형의 적합도가 나쁘지 않음을 알 수 있다. 주택가격 상승률의 지속성과 마찬가지로 수도권과 지방의 장기 균형상태 인플레이션율의 움직임도 상당히 다른 모습을 보이고 있다. 서울과 수도권이 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있는 반면 지방의 경우 2011년 이후 하락하는 모습을 보이고 있다.

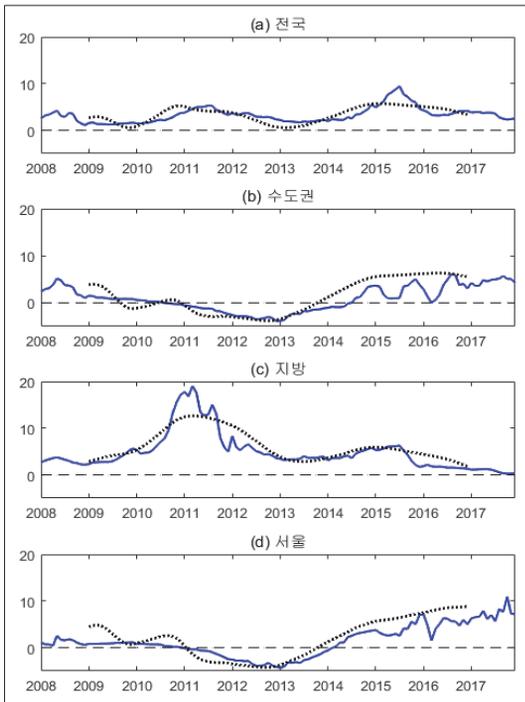
<그림 7> 주택 거래가격 상승률의 균제상태 값



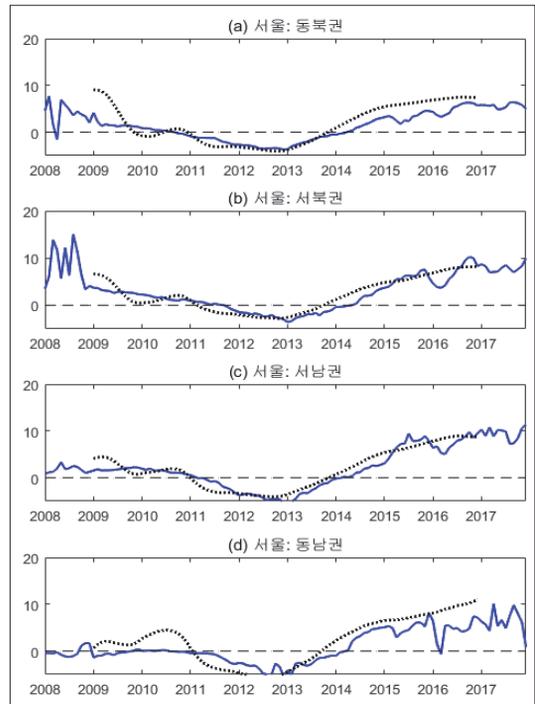
<그림 8> 아파트 거래가격 상승률의 균제상태 값



<그림 9> 아파트 실거래가격 상승률의 균제상태 값 (전국)



<그림 10> 아파트 실거래가격 상승률의 균제상태 값 (서울)



<표 4>와 <표 5>에서는 추정된 ρ_t 중위수의 지역별 상관계수를 이용해서 주택가격 상승률의 지속성이 지역별로 어떤 상관관계를 갖는지를 보여주고 있다. 주택가격 상승률 자체는 강북과 강남 및 6개 광역시가 상당히 높은 상관관계를 나타낸 바 있지만 상승률의 지속성은 다소 낮아진 상관관계를 보여주고 있다. <표 4>에서 나타난 바와 같이 주택 거래가격의 지속성을 기준으로 할 때 강북과 강남의 상관계수는 0.74로 나타나고 있다. 이는 0.9전후를 기록한 상승률 자체의 상관계수에 비해 낮은 것으로 보인다. 특히 6개 광역시의 주택가격 상승률은 지속성에 있어서 강남이나 강북 지역과 0.6이하의 상관계수를 갖는 것으로 추정된다. 한국감정원의 아파트 실거래가격을 이용한 분석결과인 <표 5>에서도 대체로 비슷한 추이를 보인다. 지방의 아파트 실거래가격 지속성은 서울 지역과 매우 낮은 상관관계를 나타내고 있다. 따라서 주택가격의 상승률에 대한 충격이 발생할 경우 나타나는 서울과 지방의 반응은 상당히 다른 양상을 보일 것으로 유추할 수 있다.

<표 4> 주택가격 상승률 지속성의 지역별 상관계수

	전국	서울	강북	강남	6개 광역시
(a) 주택 거래가격					
전국	1.00				
서울	0.76	1.00			
강북	0.70	0.88	1.00		
강남	0.81	0.86	0.74	1.00	
6개 광역시	0.74	0.51	0.53	0.48	1.00
(b) 아파트 거래가격					
전국	1.00				
서울	0.76	1.00			
강북	0.52	0.78	1.00		
강남	0.72	0.89	0.69	1.00	
6개 광역시	0.70	0.68	0.45	0.59	1.00

<표 5> 아파트 실거래가격 상승률 지속성의 지역별 상관계수

	전국	수도권	지방	서울	서울 동북권	서울 서북권	서울 서남권	서울 동남권
전국	1.00							
수도권	0.75	1.00						
지방	0.25	0.25	1.00					
서울	0.67	0.96	0.40	1.00				
서울 동북권	0.73	0.97	0.12	0.92	1.00			
서울 서북권	0.69	0.93	0.02	0.87	0.96	1.00		
서울 서남권	0.72	0.95	0.37	0.94	0.92	0.89	1.00	
서울 동남권	0.49	0.85	0.06	0.83	0.86	0.82	0.75	1.00

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 우리나라 주택가격 상승률의 지속성이 시간의 흐름에 따라 어떻게 움직였는지를 분석하였다. 구체적으로 모형 구조의 불확실성을 감안하였다는 점과 아울러 동 지속성이 시점에 따라 변할 수 있도록 모형이 설정되었다는 점에서 기존 연구와 구별된다. 본 연구에서는 모형의 불확실성 문제를 최소화하기 위

해 일변량적(univariate) 분석방법을 채택하였다. 추정된 지속성 지표의 분포가 보여주는 바와 같이 사분범위의 규모가 작지 않은 것으로 나타나고 있으므로 어떤 시차구조가 적합한지에 대한 불확실성은 상존한다. 이와 같은 문제점은 다수의 주택가격 예측 모형이 일관되지 않은 결론을 보여주는 기존의 연구 결과와도 상응한다. 그럼에도 불구하고 추정된 지속성 계수 분포의 추세를 통해 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다. 국민은행 자료를 이용한 분석 결과를 살펴보면 우리나라 주택가격 상승률은 시기적으로는 상승기를, 지역적으로는 서울 지역을 중심으로 높은 지속성을 보이고 있다. 1988년 이후 3차례의 대세 상승기가 관측되는데 상승기에 들어서기 직전에 주택가격 상승률의 지속성이 높아지기 시작하여 상승기에는 매우 높은 수준을 유지하다가 상승기가 종료되면서 지속성이 하락하는 양상을 보이고 있다. 지역적으로는 서울 지역이 6대 광역시에 비해 지속성의 변화가 큰 것으로 나타났다. 한편 한국감정원이 발표하는 전국 아파트 실거래 가격 지수를 활용한 분석에서도 유사한 결과를 보이고 있다.

이상과 같은 실증분석 결과를 통해 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 본 연구는 주택가격 상승률이 상당히 높은 지속성을 갖고 있다는 기존의 연구 결과를 뒷받침하고 있다. 이는 과거의 주택가격 상승률이 주택가격 움직임을 설명하는 매우 중요한 변수라는 정동준(2011)의 연구 결과와 매우 유사한 결과이다. 한편 김지열(2013)이 실증적으로 보여준 부동산 시장에 유입되는 새로운 정보는 시장 가격에 즉각적으로 반영되지 않고 서서히 전달된다는 주장과도 일맥상통한다. 하지만 동 지속성이 모든 표본기간 동안 일관되게 높은 수준을 유지하지는 않고 있음을 발견하였다는 점에서 차이점이 발견된다.

둘째, 주택가격 상승률의 지속성을 기준으로 한 하위 주택시장의 식별 가능성이 있다. 하위 주택시장은 통계적으로 동질적인 특성을 갖는 주택들의 집합으로 정의될 수 있으며 동일 하위 시장에 속하는 주택은 상호 간 대체성이 높고, 다른 하위 주택시장과는 가격결정 구조가 상이하다. 분석결과 지역별 주택가격 상승률의 지속성에 차이가 존재하며 그 차이가 비교적 장기간 유지되고 있는 점을 감안하면 주택가격 상승률의 지속성을 기준으로 한 하위 주택시장 식별이 가능할 수 있음을 의미한다.¹²⁾ 따라서 주택가격 안정화 정책을 입

12) Maclennan, Munro, and Wood(1987)는 주택하위시장이 식별되기 위해서는 개별 주택하위시장이 다른 주택하위시장과는 구분되는

안할 때 주택가격 상승률의 지속성을 기준으로 하위 주택시장을 식별하고, 식별된 하위 주택시장에 대해 차별화된 주택가격 안정화 정책을 수립·집행할 경우 불필요한 정책비용을 회피하고 정책의 실효성을 높이는데 기여할 수 있다.¹³⁾ 다만 주택가격 상승률의 지속성을 기준으로 구체적인 하위 주택시장을 식별하는 작업은 보다 심도 있는 후속연구가 필요하다.

마지막으로 지역에 특화된 주택시장 안정화 정책의 필요성이다. 주택가격 상승률의 지속성이 대세 상승국면 초기에 가장 빠르게 상승하기 시작하여 높은 수준을 장기간 지속하는 것으로 나타난 서울 강남지역의 경우, 외부 충격에 따른 주택가격 상승이 시작되는 초기에 주택가격을 안정시키기 위한 정책을 선제적으로 실행함과 아울러 동 정책은 일관성을 갖고 장기간에 걸쳐 유지되어야 주택가격의 안정과 정책 비용 최소화가 가능할 것임을 시사한다. 이와 같이 주택가격 상승률의 지속성이 지역적으로 차이를 보이는 점을 감안하면 금리 등과 같이 모든 지역에 무차별적으로 작용하는 정책수단보다는 서울 강남지역 주택시장 특성을 고려하여 맞춤형으로 설계된 정책이 정책비용 최소화에 바람직할 것으로 판단된다.

본 연구에서는 우리나라 주택가격 상승률이 얼마나 지속적이며 어떻게 변화해 왔는지를 분석하는 데 중점을 두었으며 지속성을 결정하는 요인을 구체적으로 분석하지는 않았다. 따라서 향후 주택가격 상승률의 지속성 결정요인에 대한 분석이 추가적으로 수행될 경우 우리나라 주택시장 안정을 위한 보다 풍부한 시사점을 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

논문접수일 : 2019년 5월 22일
 논문심사일 : 2019년 5월 28일
 게재확정일 : 2019년 7월 16일

참고문헌

1. 국정브리핑 특별기획팀, 「대한민국 부동산 40년」, 한스미디어, 2008
2. 김근용, “주택가격 예측을 위한 모형설정과 검정”, 「국토」 제197권, 국토연구원, 1998, pp.54-61
3. 김성환·김갑성·유예진, “주택경기 예측 향상을 위한 시계열모형 구축”, 2016년 한국주택학회 상반기 학술대회 발표자료집, 한국주택학회, 2016, pp.33-49
4. 김지열, “부동산 시장의 아파트 가격에 대한 장기의존 특성 연구”, 「사회과학 담론과 정책」 제4권 제2호, 2011, pp.1-15
5. 김지열, “소형 아파트 가격과 대형 아파트 가격의 장기의존 특성 비교”, 「사회과학 담론과 정책」 제6권 제1호, 2013, pp.1-21
6. 민성욱, “딥 러닝을 이용한 주택가격 예측모형 연구”, 강남대학교 박사학위 논문, 2017
7. 손정식·김관영·김홍순, “부동산가격 예측모형에 관한 연구”, 「주택연구」 제11집 제1호, 한국주택학회, 2002, pp.49-75
8. 윤성민·손승화·이정민, “지역 주택가격 변동의 장단기 결정요인에 대한 실증분석”, 「부동산학보」 제67집, 한국부동산학회, 2016, pp.198-211
9. 임성식, “주택가격지수 예측모형에 관한 비교연구”, 「한국데이터정보과학회지」 제25권 제1호, 한국데이터정보과학회, 2014, pp.65-76
10. 정동준, “한국 아파트 수익률의 분산분해분석 및 장기 예측 가능성에 관한 실증 분석”, 「주택연구」 제19권 1호, 2011, pp.63-96
11. 정원구·이상엽, “인공신경망을 이용한 공동주택 가격지수 예측에 관한 연구”, 「주택연구」 제15집 제3호, 한국주택학회, 2007, pp.39-64
12. 최영준·손창남·조강철, “주택가격의 추이와 지역간 파급 여부 분석”, 「한은조사연구」 2008-9호, 한국은행, 2008
13. 한용석·이주형·한용호, “지역별 주택가격의 변동성에 관한 연구”, 「대한부동산학회지」 제31호, 2010, pp.9-27
14. 함중영·손재영, “사전확률분포를 이용한 주택시장 예측모형 비교 연구: Bayesian VAR모형을 중심으로”, 「부동산·도시연구」 제8집 제2호, 건국대학교 부동산도시연구원, 2016, pp.25-38
15. Andrews, Donald W. K. and Hong-Yuan Chen, “Approximately Median Unbiased Estimation of Autoregressive Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12 No. 2, 1994, pp.187-204
16. Beechey, Meredith and Pär Österholm, “The Rise and Fall of U.S. Inflation Persistence,” *International Journal of Central Banking*, Vol. 8 No. 3, 2012, pp.55-86

통계적 특성의 차이가 상당한 수준이어야 하며 이러한 차이가 일정기간 이상 지속되어야 한다고 지적한 바가 있다.

13) 주택하위시장이 식별됨에도 불구하고 주택가격 안정정책이 확일적으로 적용될 경우, 주택하위시장에 따라 정책효과가 과대하게 또는 과소하게 나타날 가능성이 크다.

17. Case, Karl E. and Robert J. Shiller, "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," *The American Economic Review*, Vol. 79 No. 1, 1989, pp.125-137
18. Chatfield, Chris, "Model Uncertainty, Data Mining and Statistical Inference," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, Vol. 158 No. 3, 1995, pp.419-466
19. Edward L. Glaeser. and Charles G. Nathason, "An Extrapolative Model of House Price Dynamics," *Journal of Financial Economics*, Vol. 126 No. 1, 2017, pp. 147-170
20. Geman, Stuart and Donald Geman, "Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Restoration of Images," *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, Vol. 6, 1984, pp.721-741
21. Gil-Alana, Luis A., Goodness C. Aye, and Rangan Gupta, "Testing for Persistence in South African House Prices," *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 21 No. 2, 2013, pp.293-314
22. Gil-Alana, Luis A., Rangan Gupta, and Fernando Perez de Gracia, "Persistence, Mean Reversion and Non-Linearities in the U.S. Housing Prices over 1830-2013," *Applied Economics*, Vol. 48 No. 34, 2016, pp.3244-3252
23. Groen, Jan J. J., Richard Paap, and Francesco Ravazzolo, "Real-Time Inflation Forecasting in a Changing World," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 31 No. 1, 2013, pp.29-44
24. Hjorth, J. S. Urban, *Computer Intensive Statistical Methods: Validation, Model Selection, and Bootstrap*, Chapman and Hall/CRC, 1993
25. Jung, Yong-Gook, "Evaluating Inflation Persistence Considering Model Uncertainty and Structural Break," *Applied Economics Letters*, Vol. 26 No. 18, 2019, pp.1503-1510
26. Kuo, Lynn and Bani Mallick, "Variable Selection for Regression Models," *The Indian Journal of Statistics*, Vol. 60 No. 1, 1998, pp.65-81
27. Maclennan, Duncan, Moira Munro, and Gavin Wood, "Housing Choice and The Structure of The Housing Submarket," in B. Bengt Turner, Jim Kemeny, Lennart Lundqvist (Eds), *Between State and Market Housing in the Post Industrial Era*, Stockholm: Almquist & Wicksell International, 1987, pp.26-51
28. Pivetta, Frederic and Ricardo Reis, "The Persistence of Inflation in the United States," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 31(4), 2007, pp.1326-1358
29. Posedel, Petra and Maruska Vizek, "House Price Determinants in Transition and EU-15 Countries," *Post-Communist Economies*, Vol. 21 No. 3, 2009, pp.327-343
30. Stock, James H. and Mark W. Watson, "Forecasting inflation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44 No. 2, 1999, pp.293-335
31. Suess, Eric A and Bruce E. Trumbo, *Introduction to Probability Simulation and Gibbs Sampling with R*, Springer, New York, 2010

<국문요약>

모형의 불확실성을 감안한 주택가격 상승률의 지속성 분석

김 명 석 (Kim, Myeong-Seok)
정 용 국 (Jung, Yong-Gook)

주택가격 변동은 금융 및 실물경제의 움직임에 큰 영향을 미치기 때문에 주택가격 시계열의 특성을 파악하는 것은 중요한 과제이다. 우리나라의 경우 부동산 정책의 방향이 정권의 교체와 부동산 경기의 변동에 따라 다양하게 변화한 것 뿐만 아니라 인구나 자산시장의 외생적인 구조 등이 지속적으로 바뀜으로 인해 주택가격 상승률의 시계열적 특성은 상당한 영향을 받았을 가능성이 크다. 주택가격 상승률의 지속성은 주택시장에 충격이 발생한 후 주택가격 상승률이 장기 균형 수준으로 회귀하는 속도를 의미한다. 본 연구에서는 우리나라 주택가격 상승률의 지속성이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변동해 왔는지를 실증적으로 분석해 보았다. 본 연구의 주요 특징은 주택가격 상승률 지속성의 변동 추이를 분석함에 있어 모형의 불확실성 문제를 고려하였다는 점이다. 일반적으로 실증분석은 자료를 분석하여 가장 적합할 것으로 판단되는 모형을 선택한 후 모수를 추정하는 순서로 진행된다. 시계열 자료를 이용한 지속성의 추정에는 시차 내생변수가 포함된 모형이 사용된다. 하지만 제한된 표본을 이용한 실증분석 과정에서 시차구조의 선택의 오류로 인해 잘못된 시사점이 도출될 가능성이 항상 존재한다. 따라서 본 연구에서는 다양한 시차구조를 가진 모형을 고려대상에 포함함으로써 모형의 불확실성 문제를 명시적으로 감안하였다. 모형의 추정에는 Kuo and Mallick(1998)의 방법에 근거한 깁스 표본추출법(Gibbs sampling)이 활용되었다. 실증분석 결과 주택가격 상승률은 시기적으로는 상승기를, 지역적으로는 서울을 중심으로 높은 지속성을 보이고 있음을 확인하였다. 1988년 이후 3차례의 대세 상승기가 관측되는데 상승기에 들어서기 직전에 주택가격 상승률의 지속성이 높아지기 시작하여 상승기 중에는 매우 높은 수준을 유지하다가 상승기가 종료되면서 지속성이 하락하는 양상을 보이고 있다. 지역적으로는 서울이 6대 광역시에 비해 지속성의 변화가 큰 것으로 나타나고 있다.

주 제 어 : 주택가격 상승률, 지속성, 모형의 불확실성, 깁스 표본추출법