

# 서울시 주택매매가격 순환주기변동에 거시경제변수가 미치는 영향 : HP필터와 베이지안 VAR모형을 이용하여\*

The Effect of Macroeconomic Variables on the Cycle Variation of Housing Sales Price in  
Seoul : Using HP Filter and Bayesian VAR model

전 해 정\*\*

Haejung Chun

---

## 차 례

---

- |                                 |              |
|---------------------------------|--------------|
| I. 서 론                          | IV. 실증분석     |
| II. 선행연구 고찰                     | 1. 변수설명      |
| 1. HP 필터를 이용한 주택가격<br>순환주기변동 연구 | 2. HP필터 분석결과 |
| 2. 주택가격 순환주기 변동과<br>거시경제변수 연구   | V. 결 론       |
| III. 분석모형                       | <abstract>   |
| 1. HP필터법                        | <참고문헌>       |
| 2. 베이지안 VAR모형                   |              |

---

## ABSTRACT

---

### 1. CONTENTS

#### (1) RESEARCH OBJECTIVES

The purpose of this study is to empirically analyze the effect of macroeconomic variables on the cycle variation of housing sales price in Seoul.

#### (2) RESEARCH METHOD

This study uses HP filter and Bayesian VAR model. The time range was from January 2000 to January 2018, and it was divided into before and after global financial crisis and whole period. The spatial range was Seoul.

The dependent variable was housing sales price, independent variables were CD interest rate, money supply(M1), industrial production index and consumer price index.

---

\* 본 논문은 한국부동산학회의 2018년 하반기 전국학술대회에서 발표, 집중토론을 거쳐 완성도를 높였습니다.

\*\* 주저자 : 상명대학교 경영대학원 글로벌부동산학과 조교수 / 상명부동산연구소 책임연구위원, [hjchun6807@smu.ac.kr](mailto:hjchun6807@smu.ac.kr)

▷ 접수일(2018년 11월 26일), 수정일(1차 : 2018년 12월 7일, 2차 : 2019년 2월 17일, 3차 : 2019년 3월 13일), 게재확정일(2019년 5월 23일)

### (3) RESEARCH FINDINGS

The CD interest rate and M1, that is, the liquidity, had a granger causality within the statistical significance in the housing sales price in all periods. As a result of the HP filter, the housing sales price had 4 cycle variations. Over time, the peak of cycle was lower and the bottom was higher. This confirms that price volatility was relatively small and downward rigidity was low. As a result of impulse response analysis, housing sales prices showed a negative (+) response to the CD rate and positive (+) response to the M1 in all periods.

## 2. RESULTS

According to the results of this study, the government should continuously monitor the housing market and establish a pre-cyclical housing policy that considers the situation to stabilize the housing market.

## 3. KEY WORDS

- Housing Sales Price, Cycle Variation, Macroeconomic Variables, HP Filter, Bayesian VAR Model

---

## 국문초록

---

본 연구는 주택매매가격 순환주기변동에 거시경제변수가 미치는 영향을 HP필터와 베이지안 VAR모형을 이용해 분석하였다. 본 연구의 시간적 범위는 2000년 1월부터 2018년 1월까지로 하였고, 글로벌 금융위기 이전과 이후 그리고 전체 기간으로 나누어 살펴보았으며 공간적 범위는 서울시로 하였다. 본 연구의 종속변수는 주택매매가격으로, 독립변수인 거시경제변수는 CD금리, 통화량(M1), 산업생산지수와 소비자물가지수로 설정하였다. 그랜저 인과관계 검정결과, 모든 기간에서 CD금리와 통화량(M1) 즉, 유동성이 주택가격에 통계적 유의성 이내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. HP필터 순환변동 분석결과, 아파트매매가격은 4번의 순환주기를 거쳤으며 이후 순환기로 갈수록 고점은 낮아지고 저점은 높아져 가격 변동성은 상대적으로 작아지고 가격 하락시에는 하방경직성이 있다는 것을 확인하였다. 충격반응분석 결과, 아파트매매가격 순환변동은 모든 기간에서 CD금리 순환변동 1단위 충격에 음(-), 통화량(M1) 순환변동 1단위 충격에 양(+)의 반응을 보였다.

**핵심어:** 주택매매가격, 순환주기변동, 거시경제변수, HP필터, 베이지안 VAR모형

---

## I. 서론

주택은 일반적으로 자산증식의 관점에서는 투자재(investment goods)로 그리고 실용적, 효율적 관점에서는 소비재(consumer goods)로 인식되어진다. 이런 두 가지 관점을 가진 주택은 경기변동에 따라 자산시장(asset market) 뿐만 아니

라 임대차 시장(lease market)에 까지 큰 영향을 미칠 수 있다. 경기상승기에는 가격상승에 대한 기대심리가 높아져 투자가 이루어지는 반면에 경기하락기에는 투자심리가 위축되어 거래량이 감소하고 미분양 사태가 발생할 가능성이 높다.

주택가격은 금리, 통화량, 경제성장과 같은 거시경제변수의 영향 뿐만 아니라 정부 정책의 영

향을 많이 받는다. 2008년 글로벌 금융위기는 미국의 서브프라임 모기지(subprime mortgage)에서 시작되어 전 세계 경제를 강타하였고 한국 역시 주택시장이 많은 영향을 받았다. 이것은 주택가격이 국내적 상황뿐만 아니라 국제상황에 영향을 받을 수 있다는 것을 의미한다.

2008년 글로벌 금융위기 이후 상당기간 주택가격은 전반적으로 하향 안정세를 유지하였다. 세종시 및 각종 공공기관의 이전으로 인해 지방의 주택가격은 상승하는 반면, 수도권의 주택가격은 전반적으로 하향세를 유지하다가 서울을 중심으로 한 수도권이 2013년부터 상승세로 돌아섰고 2016년 하반기까지 갭(gap) 투자가 성행할 정도로 많은 투자가 이루어지고 일부 지역에서는 많은 가격 상승이 이루어졌다. 이에 주택시장이 과열되어 있다고 판단한 정부는 주택가격 안정화와 서민주거안정화를 꾀하기 위해 2017년에 8.2대책과 10.24대책을 발표하여 강력한 주택시장 규제정책을 시행하고 있다.

경기변동(fluctuation)은 일반적으로 경제변수들이 시간에 따라 주기적으로 하락과 상승을 반복하는 것을 의미한다. 이런 상승과 하락, 즉 경기변동이 반복적으로 되풀이 되는 것을 경기순환(business cycle)이라고 말한다. 경기순환은 시장참여자의 의사결정에 상당한 영향을 미치게 되고 경기순환상태에 따라 시장참여자는 서로 다른 의사 결정을 하게 된다. 이러한 이유로 시장참여자들은 현재의 경기순환상태가 어떤 상태이고 앞으로 어떻게 진행될지에 대해 많은 관심을 가지고 이에 선제적으로 대응하고자 한다.

이런 의미에서 정부, 개인 그리고 건설사 등 주택시장 참여자들에게 주택시장 경기변동 예측은 매우 중요하다. 정부의 입장에서 주택시장 경기 변동예측 시 주택시장에 적절한 정책을 선제적으로 수립해 정책의 효율성을 높일 수 있고 개인의 입장에서 주택의 매입이나 투자와 같은 의사결정에 도움이 되며 건설사는 시장의 변화에 맞는 계획을 수립할 수 있다.

이에 본 연구는 주택매매가격의 순환주기 변동과 거시경제변수가 주택 순환주기변동에 미치는 영향을 정량적·정성적 분석을 하고자 한다. 즉, 주택매매시장의 순환변동주기는 어떠한 양상으로 나타나는지? 현재는 확장기인지 순환기인지? 거시경제변수가 주택순환변동에 어떤 영향을 미치는지? 그리고 영향력의 크기는 어떻게 나타나는지? 글로벌 금융위기 전·후의 차이점은 존재하는지? 를 실증분석하고자 한다.

본 연구는 주택매매가격의 순환주기변동과 거시경제변수가 미치는 영향을 HP필터와 베이지안 벡터자기회귀모형(vector auto regressive model:VAR)을 이용해 분석하고자 한다. 본 연구의 시간적 범위는 2000년 1월부터 2018년 1월까지로 하였고, 2008년 9월 기준으로 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누었으며, 공간적 범위는 서울시로, 내용적 범위는 주택 중 아파트로 설정하였다. 종속변수는 주택매매가격으로 하였고, 주택시장에 영향을 미치는 거시경제변수인 CD금리, 통화량(M1), 산업생산지수와 소비자물가지수를 독립변수로 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 관련된 선행연구를 살펴본다. 3장은 분석모형으로 HP필터와 베이지안 VAR모형에 대해 알아본다. 4장은 실증분석으로 사용된 변수에 대해 우선 살펴보고, HP필터 분석결과와 베이지안 VAR모형의 분석결과에 대해 구술한다. 마지막은 결론으로 연구결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

## Ⅱ. 선행연구 고찰

### 1. HP 필터를 이용한 주택가격 순환 주기변동 연구

강민석·조주현(2005)은 주택 경기순환주기를 HP필터를 이용해 분석하였다. 분석결과, 주택시장 관련 변수들은 1987년 이후에 약 3번의 순환주기를 나타냈고 2005년은 3순환기의 하강

국면이라고 하였다. 또한, 주택시장에 영향을 미치는 변수들의 연관성을 분석해 주택매매가격에 주택전세가격, 건설수주, 건축허가면적은 선행변수이고 지가는 후행변수라고 하였다.<sup>1)</sup>

한용석(2010)은 1986년부터 2009년까지의 분기자료로 주택 유형별 순환주기변동을 HP필터를 이용해 분석하였다. 실증분석결과, 주택매매가격은 평균적으로 약 24분기의 순환주기를 가지고 있으며 변동주기는 주택 유형별로 큰 차이가 없다고 하였다. 2000년 이후로 지역별로 순환주기변동이 큰 차이를 보이며 개별적인 하위시장이 존재한다고 주장하였다.<sup>2)</sup>

엄근용(2011)은 1986년 1월부터 2011년 8월까지의 자료를 이용해 주택 경기순환을 HP필터를 이용해 분석하였다. 분석결과, 주택매매가격의 순환주기는 수축 국면보다 확장 국면이 길고, 점차 정점이 낮아지며 중심으로 수렴하는 경향을 보인다고 하였다.<sup>3)</sup>

김종호(2012)는 지역별 주택가격 변동 추이를 HP필터를 이용해 분석하였다. 분석결과, 2000년까지는 서울과 6대광역시의 움직임이 유사하였으나 2001년 이후부터는 점차 지역별로 차이가 났고 2008년 이후는 정반대의 대조적인 모습을 보인다고 하였다.<sup>4)</sup>

조원진 외(2017)는 벌집순환모형과 HP필터를 이용해 서울시 주택 순환변동을 비교분석하였다. 분석결과, 2006년부터 2016년까지 서울시 주택매매가격은 3번의 소순환과 1번의 주순환이 이루어 졌다고 하였고 HP필터는 소순환 분석이, 벌집순환모형은 주순환 분석이 용이하다고 주장하였다.<sup>5)</sup>

## 2. 주택가격 순환주기 변동과 거시경제변수 연구

심성훈(2004)은 HP필터와 VAR모형을 이용해 주택가격 순환변동과 경제변수들의 순환관계를 실증분석하였다. 그랜저인과관계 검정결과, GDP와 가계소비 순환변동이 주택가격 순환변동에 일방적인 영향을 미치는 것으로 나타나 자산효과는 존재하지 않는다고 하였다. 충격반응 분석결과, GDP 순환변동 충격에 대해 주택가격 순환변동의 반응이 반대의 경우보다 크게 나타났고 이자율의 충격에 대해서는 주택가격 순환변동이 음(-)의 반응을 나타냈다고 하였다.<sup>6)</sup>

심성훈(2006)은 주택가격과 거시경제변수의 순환변동을 외환위기 이전과 이후로 나누어 HP필터와 VAR모형을 이용해 분석하였다. 분석결과, 외환위기 이후가 외환위기 이전에 비해 주택가격 순환변동에 거시경제변수가 미치는 영향력이 크게 증가한 것으로 나타났으며, 특히 가계소비지출과 가계대출 순환변동의 설명력이 가장 큰 것으로 나타났다.<sup>7)</sup>

김문성·배형(2015)은 전국 주택가격지수 순환주기변동과 거시경제변수의 영향을 HP필터와 시계열분석을 이용해 실증분석하였다. 충격반응 분석결과, 글로벌 금융위기 전·후에 주택가격 순환변동은 이자율에 음(-)의 반응을 나타냈다.<sup>8)</sup>

1) 강민석·조주현, “주택경기 순환주기 분석”, 주택연구, 한국주택학회, 2005, 13, pp.69-95.

2) 한용석, “시계열분석을 이용한 주택하위시장의 인과성에 관한 연구”, 한양대학교 도시대학원 박사학위논문, 2010, pp.1-120.

3) 엄근용, “주택경기의 순환 주기적 특징과 시사점”, 한국건설산업연구원, 2011, pp.1-22.

4) 김종호, “주택가격의 변동성과 이전효과에 관한 연구”, 목원대학교 박사학위논문, 2012, pp.1-110.

5) 조원진·노승환·조주현, “서울특별시 아파트의 순환변동에 관한 비교 분석-HP filter와 벌집순환모형을 중심으로”, 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 24(1), 2018, pp.23-37.

6) 심성훈, “통화량 변동이 물가와 주택가격에 미치는 영향”, 주택연구, 한국주택학회, 12(2), 2004, pp.55-87.

7) 심성훈, “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구: 외환위기 전·후기간의 비교분석”, 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 12(1), 2006, pp.147-163.

8) 김문성·배형, “주택가격지수의 순환주기변동과 거시경제변수의 영향 분석”, 부동산연구, 한국부동산연구원, 25(3), 2015, pp.7-25.

### Ⅲ. 분석모형

#### 1. HP필터법

아파트매매가격지수, CD금리, 산업생산지수, 소비자물가지수 등 변수들은 일정한 주기성 또는 계절성 특징을 가지고 있다. 따라서 아파트매매가격지수의 추세성과 주기성 특징을 더욱 잘 반영하기 위해 HP필터법으로 아파트가격매매지수(ALL)를 추세성분(ALLT)과 변동성분(ALLC)로 분해하면, Y는 다음과 같다.

$$Y_t = Y_t^T + Y_t^C \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

아파트매매가격지수(ALL) 중 관측할 수 없는 추세성분(ALLT)은 아래와 같은 최소화 문제로 접근할 수 있다.

$$\min \sum_{t=1}^T \{ (Y_t - Y_t^T)^2 + \lambda [c(L) Y_t^T]^2 \} \quad (2)$$

식에서  $c(L)$ 은 시차연산자(lag operator) 다항식으로 표현할 수 있다. 이 시차연산자다항식을 식(2)에 대입하면, HP필터의 식은 아래와 같은 손실함수(loss function)를 최소화시키는 문제로 표현할 수 있다.

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(Y_{t+1}^T - Y_t^T) - (Y_t^T - Y_{t-1}^T)]^2 \right\} \quad (3)$$

식(3)에서 min은 최소값을 취한다는 것을 의미하고  $\lambda$ 는 평활모수를 의미한다.  $\lambda=0$ 일 때, 최소화문제의 추세항은  $\{Y_t\}$ 가 되고  $\lambda$ 값이 클수록 추세는 평활해진다.  $\lambda \rightarrow \infty$ 일 때, 분리된 추세항은 선형함수에 가까워진다. 일반적으로 연도별 데이터, 분기별 데이터, 월별 데이터의  $\lambda$ 값을 각각 100, 1600, 14,400으로 설정한다. 본 연구에서 사용된 아파트가격매매지수는 월별 자료이기 때문에  $\lambda$ 값은 14,400으로 설정

하였다.

#### 2. 베이지안 VAR모형

본 연구는 식(4)와 같이 정의되는 안정적인 차수  $p$  벡터시계열  $\{y_t\}$ 의 VAR( $p$ ) 모형을 기반으로 변수들 간의 동태적 관계에 대한 분석에서 시작한다.

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \epsilon_t \quad (4)$$

위의 식에서  $a_0$ 는  $M$ 차원 벡터,  $y_t$ 는  $t=1, \dots, T$ 에 대하여  $M$ 개의 변수를 포함하는  $M \times 1$ ,  $A_j$ 는  $M \times M$  그리고  $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ 이다. 위의 식(4)와 같은 일반적인 VAR모형은 모든 변수들을 내생변수로 간주하고 변수들의 상관관계를 분석하기 때문에, 어떠한 이론적 배경이 없어도 내생변수들의 분석이 가능하다는 장점이 있다. 하지만 VAR모형이 커질 경우, 한정된 시계열에 비해 추정해야 하는 모수가 많아져서 모수의 수가 표본 수를 초과하는 문제가 발생해 추정결과의 신뢰성이 낮아지는 문제가 있다. 또한, VAR 모형은 벡터 시계열 변수가 안정성(stationarity)이 없는 경우에는 변수를 차분한 후 모형을 추정할 수는 있으나, 변수들의 차분과정에서 원자료 자체가 가지고 있는 고유한 정보(장기적인 인과관계)가 없어지는 문제가 발생한다.

따라서, 본 연구에서는 베이지안 VAR 모형 추정을 이용해 이러한 문제점을 보완하였다. 베이지안 VAR 모형은 대상 분석 자료의 사전정보(prior information)를 이용해 VAR 모형의 상수항과 동태적 계수에 대해 수학적 기댓값과 표준편차의 변동범위를 설정함으로써 차원의 문제를 완화할 수 있어 안정적인 자료를 이용해 분석을 해야 한다는 점으로부터 자유로운 점이 있다.<sup>9)</sup>

베이지안 VAR 모형은 로그우도함수와 사

9) 이형용·여민수·홍승지, “마늘 도매가격 시계열 예측 모형 비교”, 농촌경제, 한국농촌경제연구원, 40(2), 2017, pp.61-63.

전정보로 Bayes Rule을 사용하여 조건부 사후적 분포(conditional posterior density)를 도출해내는 과정이다. 이 때 모수 벡터의 사전적 정보를 활용해 도출된 결합 확률밀도함수 식(7)의 도출과정은 다음과 같다.

식(4)로부터  $A = (A_0 A_1 \dots A_p)'$ 로 나타낼 때, 모든 VAR모형의 계수  $(I_c + M \cdot P) \times M$ 을  $\alpha = \text{vec}(A)$ 으로 정의하면 식(4)의 VAR모형은 (식5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$Y = XA + E \quad \text{or} \quad y = (I_M \otimes X)\alpha + \epsilon \quad (5)$$

식(2)와 같은 Bayesian VAR모형으로 정의한다면  $\alpha$ 에 대한 조건부 확률밀도함수는 식(6)과 같다.

$$\alpha | \Sigma, y \sim N(\hat{\alpha}, \Sigma \otimes (X'X)^{-1}) \quad (6)$$

이때, 조건부 확률밀도함수  $p(y|\alpha, \Sigma)$ 로부터 초창기 베이지안 VAR 모형은 Litterman(1986)이 말한 Minnesota 사전정보(prior)를 사용해 표본 외 예측을 하였다. 이는 추정된 대각행렬로 가정하므로 사전정보의 도출이 용이한 장점이 있으며 Minnesota 사전정보(prior)의 가장 큰 장점은 식(7)과 같이 사후추론(posterior inference)이 정규분포 한다는 것이다.

$$\alpha | y \sim N(\overline{a_{Mn}}, \overline{V_{Mn}}) \quad (7)$$

식(7)의  $\overline{a_{Mn}}$ 는  $\overline{V_{Mn}}[V_{Mn}^{-1}a_{Mn} + (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes X')y]$ 를,  $\overline{V_{Mn}}$ 은  $[V_{Mn}^{-1} + (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes (X'X))]^{-1}$ 을 의미한다. 이와 같은 사후적 결합 확률밀도함수의 경우 조건부 분포에서 모수 벡터를 추출할 경우에 순서대로 추출하는 Gibbs Sampling 방법을 이용한다. 이 때 표본수가 커지면 조건부분포에서 추출한 모수벡터는 사후적 결합 확률밀도함수에서 추출한 모수로 수렴하며, 베이지안 VAR모형의 각 계수에 대한 추정치는 Gibbs Sampling으로 추정되기 때문에 사후적 추정치가 일정한 편차를 두고 변한다.<sup>10)</sup>

## IV. 실증분석

### 1. 변수설명

본 연구는 주택매매가격 순환주기변동에 거시경제변수가 미치는 영향을 HP필터와 베이지안 VAR모형을 이용해 분석하고자 한다. 본 연구의 시간적 범위는 2000년 1월부터 2018년 1월까지의 월별자료로 구성하였고 2008년 9월을 기점으로 하여 글로벌 금융위기 이전과 이후 그리고 전체기간으로 나누어 살펴보았다. 공간적 범위는 서울시로 하였다.

본 연구에 사용한 변수는 <표 1>과 같이 종속변수인 주택매매가격은 아파트매매가격지수(SEOUL)로, 독립변수인 거시경제변수는 관련된 선행연구를 참조하여 유동성은 CD금리(CD)와 통화량(M1)으로, 생산과 경제성장의 대리변수로 월별자료를 이용하기 위해 GDP가 아닌 산업생산지수(IND)로, 소비는 소비자물가지수(CPI)로 설정하였다.

<표 1> 변수설명

| 변수명                  | 단위                    | 출처                 | 기간                          |
|----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------------|
| 서울 아파트매매가격지수 (SEOUL) | 지수<br>(2015.12 = 100) | 국민은행               | 전체기간<br>2000.1-2018.1       |
| CD금리(91일, CD)        | 한국은행                  | 연 %                |                             |
| 통화량(협의통화, 평잔, M1)    | 한국은행                  | 십억원                | 금융위기 이전기간<br>2000.1-2008.9  |
| 산업생산지수 (계절변동조정, IND) | 한국은행                  | 지수<br>(2010 = 100) | 금융위기 이후기간<br>2008.10-2018.1 |
| 소비자물가지수(CPI)         | 통계청                   | 지수                 |                             |

각 변수에 대한 기술통계량은 <표 2>와 같다. 글로벌 금융위기 이전 평균 4.88%인 CD금리가 금융위기 이후 평균 2.51%로 하락하였으며, 소비자물가지수는 금융위기 이전 평균 75.69에서 금융위기 이후 평균 96.71로, 산업

10) 김현석·장명희, "VAR 모형과 Bayesian VAR 모형의 물동량 예측력 비교 연구", 해운물류연구, 한국해운물류학회, 86, 2015, p80.

〈표 2〉 기술통계량

| 전체기간    |           |           |           |           |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 변수      | 평균        | 표준편차      | 최저값       | 최고값       |
| SEOUL   | 84.99     | 20.45     | 39.44     | 110.95    |
| CD      | 3.66      | 1.52      | 1.34      | 7.28      |
| CPI     | 86.54     | 11.80     | 65.77     | 103.59    |
| IND     | 80.24     | 19.68     | 47.70     | 106.60    |
| M1      | 410637.90 | 170526.50 | 171038.10 | 830732.80 |
| 금융위기 이전 |           |           |           |           |
| SEOUL   | 69.47     | 19.48     | 39.44     | 102.90    |
| CD      | 4.88      | 1.04      | 3.39      | 7.28      |
| CPI     | 75.69     | 5.89      | 65.77     | 87.23     |
| IND     | 62.72     | 11.19     | 47.70     | 83.50     |
| M1      | 281028.30 | 50528.99  | 171038.10 | 353494.20 |
| 금융위기 이후 |           |           |           |           |
| SEOUL   | 99.54     | 4.05      | 93.61     | 110.95    |
| CD      | 2.51      | 0.86      | 1.34      | 6.03      |
| CPI     | 96.71     | 4.77      | 86.84     | 103.59    |
| IND     | 96.66     | 8.63      | 64.00     | 106.60    |
| M1      | 532146.90 | 152991.90 | 310565.50 | 830732.80 |

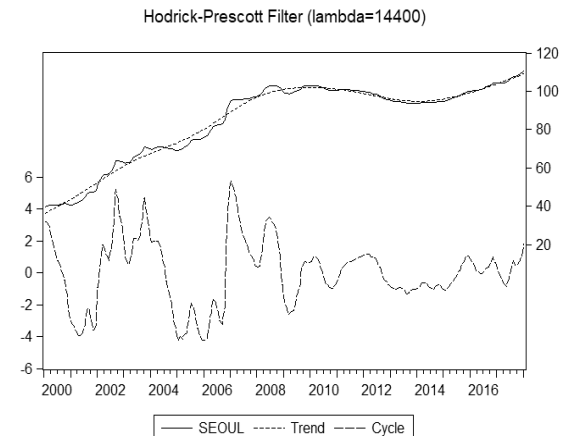
생산지수는 금융위기 이전 평균 62.72에서 금융위기 이후 평균 96.66로, 통화량은 금융위기 이전 평균 410637.90십억원에서 금융위기 이후 평균 532146.90십억원으로 증가하였다.

특히, 본 연구의 종속변수인 아파트매매가격지수는 금융위기 이전 평균 69.47에서 금융위기 이후 평균 99.54로 대폭 상승하였으며, 금융위기 이전의 표준편차가 19.48로 금융위기 이후 4.05보다 약 5배 정도 크게 나타났다. 이는 글로벌 금융위기 이후보다 금융위기 이전의 주택가격의 변동성이 더 크게 나타났다는 것을 의미한다.

## 2. HP필터 분석결과

HP필터를 적용해 나타난 서울시 아파트가격지수의 순환변동주기와 장기추세인 〈그림 1〉을 살펴보면, 2000년 1월부터 지속적인 상승추세를 보이다가 2008년 글로벌 금융위기를 기점으로 하향안정세를 유지하다 2014년 이후부터

〈그림 1〉 주택매매가격 추세 및 순환변동



2018년1월까지 지속적인 상승추세를 나타내고 있다. 정부는 2008년 글로벌 금융위기 이후 침체된 주택시장을 활성화 시키고자 매년 금리인하, DTI, LTV 규제완화, 양도세 한시적 감면과 재건축 연한 완화 등 다양한 규제완화 정책을 발표하였다. 2014년부터 서울 주택가격이 상승하고 일부 지역에서는 상승폭이 크게 나타나자, 정부는 2017년 실수요 보호와 단기 투자수요 억제 등을 통한 주택시장 안정화 방안(8.2)과 新 DTI와 DSR을 도입하는 가계부채 종합대책을 발표해 강력한 주택시장 규제정책을 펼치고 있다.

〈표 3〉의 순환변동 분석결과를 보면, 서울 아파트가격지수는 4번의 순환주기를 거친 것을 알 수 있다. 첫 번째 순환주기는 2001년에서 2005년인 것으로 나타났으며 고점은 2002년 7월에 나타났다. 두 번째 순환주기는 2006년부터 2009년에 나타났으며 고점은 2007년 2월에 나타났다. 세 번째 순환주기는 2009년부터 2013년까지이며, 이때 고점은 2012년 2월에 나타났다. 네 번째 순환주기는 2013년부터 2018년 1월까지이며 지속적인 상승추세를 나타내고 있다. 순환기의 평균기간은 49개월이고 확장기 25개월, 수축기 24개월로 확장기가 수축기에 비해 지속기간이 길게 나타났다. 각각 순환기를 보면 순환주기는 점차로 늘어나고 있으며, 진폭은 작아지는 것을 알 수가 있었다. 또한, 이후 순환기로 갈수록 고점은 낮아지고 저점

은 높아지는 현상을 보이고 있어, 가격 변동성은 상대적으로 작아지고 있고 가격 하락시에는 하방경직성이 있다는 것을 알 수가 있었다.

〈표 3〉 주택매매가격 순환변동주기

| 구분     | 저점      | 고점      | 저점      | 순환기      | 확장기      | 수축기      |
|--------|---------|---------|---------|----------|----------|----------|
| 제1 순환기 | 2001-05 | 2002-09 | 2005-01 | 44<br>개월 | 16<br>개월 | 28<br>개월 |
| 제2 순환기 | 2005-01 | 2007-01 | 2009-03 | 50<br>개월 | 24<br>개월 | 26<br>개월 |
| 제3 순환기 | 2009-03 | 2012-02 | 2013-08 | 53<br>개월 | 35<br>개월 | 18<br>개월 |
| 제4 순환기 | 2013-08 | 2018-01 |         |          |          |          |
|        | 평균      |         |         | 49       | 25       | 24       |

### 3. 베이지안 VAR모형 분석결과

거시경제변수는 자료의 특성상 대부분 불안정하기 때문에 베이지안 VAR모형 추정에 앞서, 분석에 이용될 자료들의 단위근 검정을 해야 한다. 각각의 변수에 대해 ADF검정법(Augmented Dickey-Fuller), PP검정법(Philips-Perron)을 이용하여 단위근 검정하였다.

〈표 4〉의 단위근 검정결과, 원자료의 경우 모든 변수에서 단위근이 있는 것으로 나타났지만 HP필터로 확률적 추세를 제거한 순환변동 변수의 단위근 검정결과, 모든 변수들이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 안정적인 시계열인 것으로 나타났다. 따라서 변수들은 모두 추세를 제거한 순환변동 변수를 사용해 분석하였다.

베이지안 VAR모형의 최적시차를 결정하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion), SIC(Schwarz Bayesian Information Criterion) 및 HQIC(Hannan-Quinn Information Criterion) 등 세 가지 평가기준을 사용하였다. 〈표 5〉의 최적시차 평가결과 SIC와 HQIC에서는 시차 2기가 가장 적합한 것으로 나타났으나 AIC기준에서는 시차 3기가 가장 적

〈표 4〉 단위근 검정결과

| 구분    | ADF검정법 |          | PP검정법  |          |
|-------|--------|----------|--------|----------|
| 원자료   |        |          |        |          |
| 변수명   | t      | p        | t      | p        |
| SEOUL | -2.148 | 0.226    | -2.273 | 0.182    |
| CD    | -1.919 | 0.323    | -2.060 | 0.261    |
| CPI   | -2.082 | 0.252    | -1.688 | 0.436    |
| IND   | -1.169 | 0.688    | -1.166 | 0.689    |
| M1    | 2.932  | 1.000    | 3.174  | 1.000    |
| 순환변동  |        |          |        |          |
| SEOUL | -3.890 | 0.003*** | -3.131 | 0.026**  |
| CD    | -3.955 | 0.002*** | -3.560 | 0.007*** |
| CPI   | -5.340 | 0.000*** | -4.904 | 0.000*** |
| IND   | -4.847 | 0.000*** | -4.853 | 0.000*** |
| M1    | -3.797 | 0.003*** | -3.697 | 0.005*** |

주: \*〈0.1, \*\*〈0.05, \*\*\*〈0.01

〈표 5〉 최적시차결정

| 시차      | AIC       | SIC       | HQIC      |
|---------|-----------|-----------|-----------|
| 전체기간    |           |           |           |
| 1       | 23.70379  | 24.18355  | 23.89776  |
| 2       | 22.72777  | 23.60734* | 23.08339* |
| 3       | 22.68572* | 23.96508  | 23.20298  |
| 금융위기 이전 |           |           |           |
| 1       | 24.16904  | 24.96535  | 24.49103  |
| 2       | 23.31839* | 24.77828* | 23.90870* |
| 3       | 23.34947  | 25.47294  | 24.2081   |
| 금융위기 이후 |           |           |           |
| 1       | 20.84797  | 21.61078  | 21.157    |
| 2       | 20.07371* | 21.47219* | 20.64027* |
| 3       | 20.23864  | 22.27279  | 21.06273  |

주: \*는 최적시차임

합한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 최적시차를 시차 2기로 설정하였다

전체 기간에 대해 변수들 간의 그랜저 인과관계를 검증한 결과인 〈표 6〉을 살펴보면, CD 금리와 통화량 순환변동이 아파트가격지수 순환변동에 1% 유의성 이내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 이전 기간을 보면, 아파트가격지수 순환변동에 CD 금리 순환변동은 5% 유의성 이내에서, 통화량 순환변동은 1% 유의성 이내에서 그랜저 인과관



〈표 6〉 그랜저 인과관계 검정결과

| Null Hypothesis         | F값       | p값    |
|-------------------------|----------|-------|
| 전체기간                    |          |       |
| CPI $\Rightarrow$ SEOUL | 1.334    | 0.266 |
| SEOUL $\Rightarrow$ CPI | 0.662    | 0.517 |
| CD $\Rightarrow$ SEOUL  | 7.620*** | 0.001 |
| SEOUL $\Rightarrow$ CD  | 0.205    | 0.815 |
| IND $\Rightarrow$ SEOUL | 1.518    | 0.222 |
| SEOUL $\Rightarrow$ IND | 0.131    | 0.878 |
| M1 $\Rightarrow$ SEOUL  | 8.335*** | 0.000 |
| SEOUL $\Rightarrow$ M1  | 0.103    | 0.902 |
| 금융위기 이전                 |          |       |
| CPI $\Rightarrow$ SEOUL | 1.963    | 0.146 |
| SEOUL $\Rightarrow$ CPI | 1.665    | 0.195 |
| CD $\Rightarrow$ SEOUL  | 4.744**  | 0.011 |
| SEOUL $\Rightarrow$ CD  | 0.844    | 0.433 |
| IND $\Rightarrow$ SEOUL | 0.949    | 0.391 |
| SEOUL $\Rightarrow$ IND | 0.923    | 0.401 |
| M1 $\Rightarrow$ SEOUL  | 8.259*** | 0.001 |
| SEOUL $\Rightarrow$ M1  | 0.045    | 0.956 |
| 금융위기 이후                 |          |       |
| CPI $\Rightarrow$ SEOUL | 0.645    | 0.527 |
| SEOUL $\Rightarrow$ CPI | 0.097    | 0.908 |
| CD $\Rightarrow$ SEOUL  | 3.157**  | 0.047 |
| SEOUL $\Rightarrow$ CD  | 5.262*** | 0.007 |
| IND $\Rightarrow$ SEOUL | 2.485*   | 0.088 |
| SEOUL $\Rightarrow$ IND | 1.862    | 0.160 |
| M1 $\Rightarrow$ SEOUL  | 1.298    | 0.277 |
| SEOUL $\Rightarrow$ M1  | 0.208    | 0.812 |

주: \*(0.1), \*\*\*(0.05), \*\*\*\*(0.01)

계가 있으며 금융위기 이후 기간을 보면 아파트 가격지수 순환변동과 CD금리 순환변동은 서로 통계적 유의성내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 또한, 산업생산지수 순환변동이 아파트가격지수 순환변동에 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 그랜저 인과관계 검정결과, 모든 기간에서 금리와 통화량 즉, 유동성이 주택가격에 통계적 유의성 이내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

〈표 7〉의 아파트매매가격 순환변동 분산분

해 결과, 전체기간에서는 산업생산지수 순환변동의 설명력이 가장 큰 것으로 나타났으며 10기에는 8.687%, 20기에 8.780%, 30기에 9.107%로 설명력이 점차 증가하는 모습을 보였다.

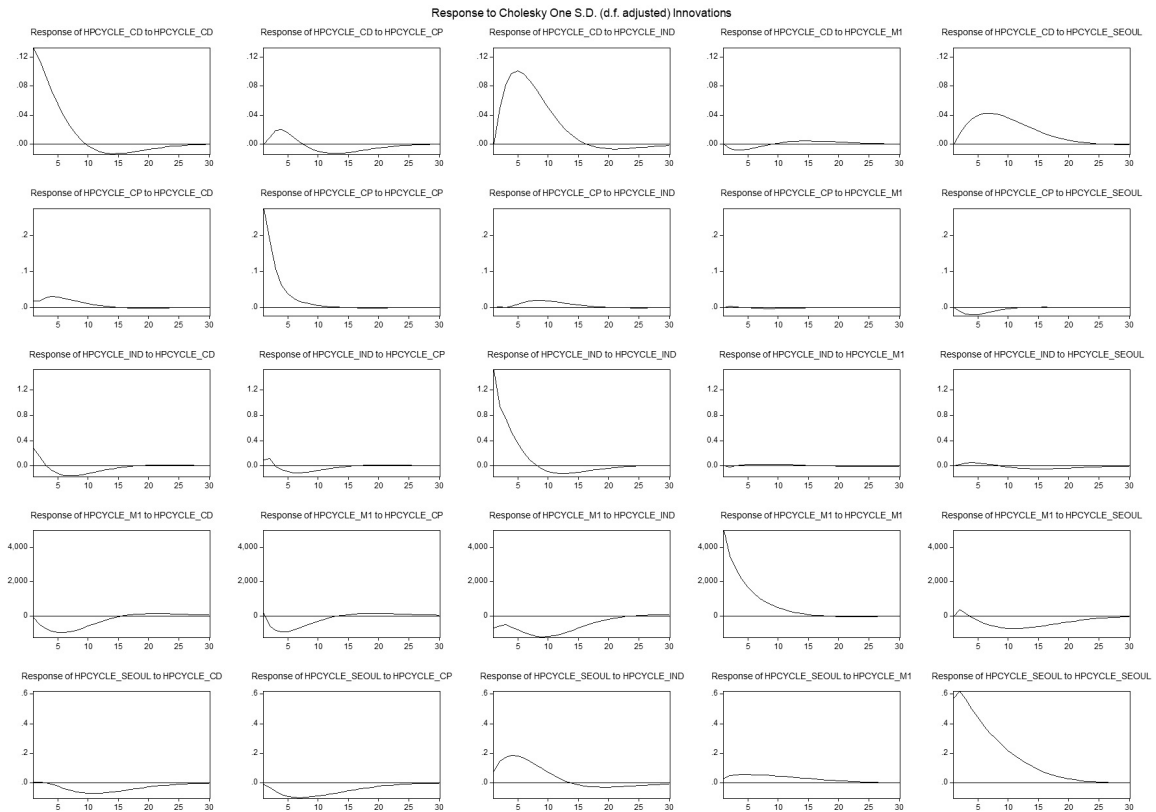
소비자물가지수 순환변동은 30기에 3.799%의 설명력을 나타냈고 CD금리 순환변동은 30기에 1.891%, 통화량 순환변동은 30기에 1.553%의 설명력을 나타냈다. 글로벌 금융위기 이전 분산분해 결과, 소비자물가 순환변동의 설명력이 가장 큰 것으로 나타났으며 10기에 6.654%, 20기에 7.347%, 30기에 7.361%로 설명력이 점차 증가하였다. 통화량 순환변동은 30기에 2.609%의 설명력을 나타냈고 CD금리 순환변동은 30기에 0.609%, 산업생산지수 순환변동은 30기에 0.317%의 설명력을 나타냈다. 금융위기 이후 분산분해 결과, CD금리 순환변동의 설명력이 가장 큰 것으로 나타났으며 10기에 9.934%, 20기에 12.218%, 30기에 12.343%의 높은 설명력을 나타냈다. 통화량 순환변동은 30기에 1.492%, 소비자물가지수 순환변동은 30기에 1.594%, 통화량 순환변동은 30기에 1.866%의 설명력을 나타냈다.

글로벌 금융위기 전·후를 비교해 보면 금리가 주택가격에 미치는 영향력이 이전기간에 비해 이후 기간에 상당히 커진 것을 알 수 가 있다.

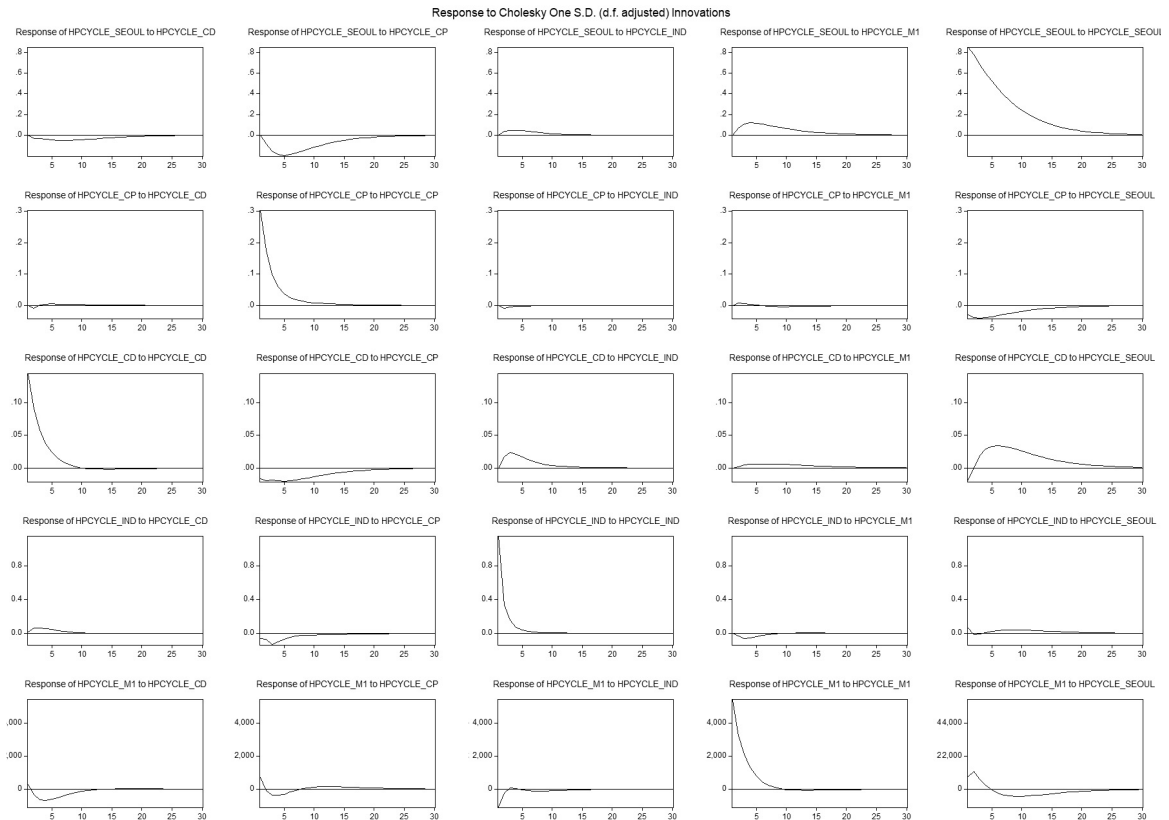
〈표 7〉 주택매매가격 순환변동 분산분해분석

| 구분     | CD     | CPI   | IND   | M1    | SEOUL  |
|--------|--------|-------|-------|-------|--------|
| 전체기간   |        |       |       |       |        |
| 10기    | 0.740  | 2.794 | 8.687 | 1.226 | 86.132 |
| 20기    | 1.846  | 3.777 | 8.780 | 1.536 | 84.154 |
| 30기    | 1.891  | 3.799 | 9.107 | 1.554 | 83.976 |
| 금융위기 전 |        |       |       |       |        |
| 10기    | 0.525  | 6.754 | 0.305 | 2.457 | 89.950 |
| 20기    | 0.683  | 7.347 | 0.308 | 2.605 | 89.057 |
| 30기    | 0.690  | 7.361 | 0.317 | 2.609 | 89.033 |
| 금융위기 후 |        |       |       |       |        |
| 10기    | 9.934  | 1.276 | 0.673 | 1.492 | 86.624 |
| 20기    | 12.218 | 1.572 | 0.961 | 1.848 | 83.401 |
| 30기    | 12.343 | 1.594 | 0.977 | 1.866 | 83.220 |

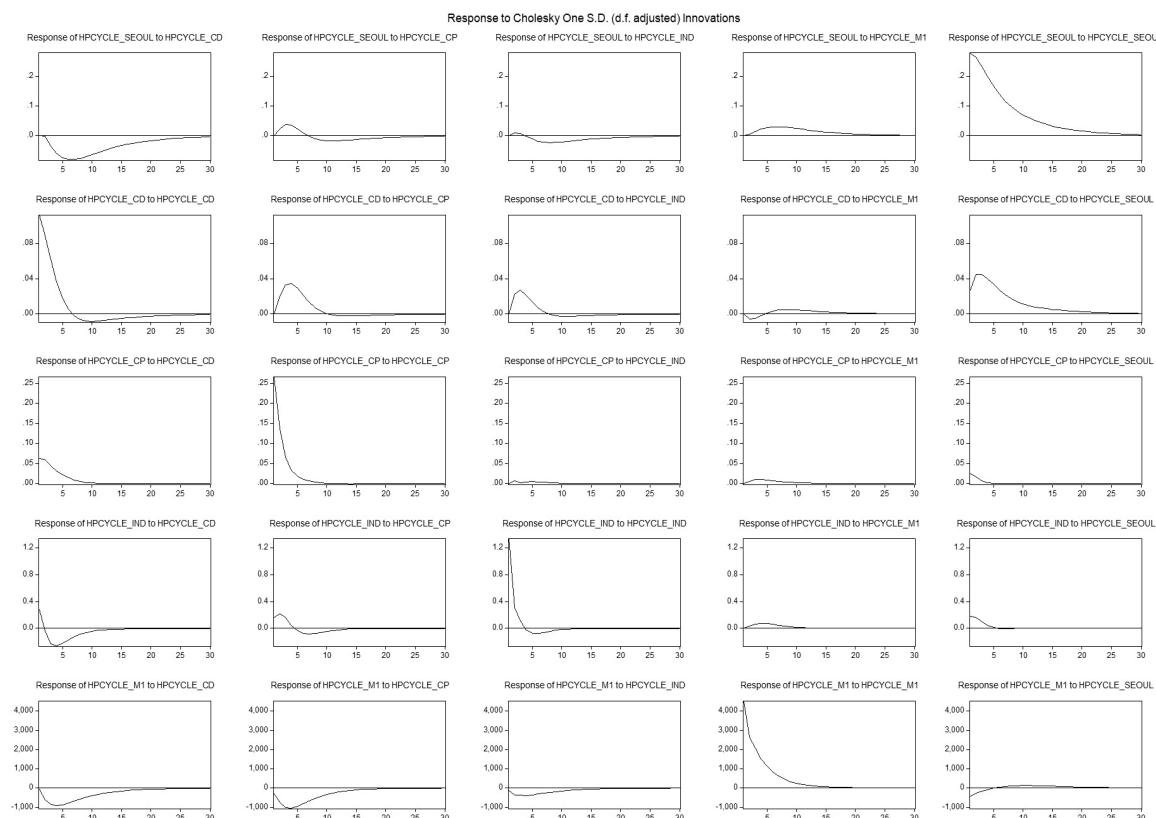
〈그림 2〉 충격반응함수(전체기간)



〈그림 3〉 충격반응함수 (금융위기 이전)



〈그림 4〉 충격반응함수 (금융위기 이후)



〈그림 2〉, 〈그림 3〉, 〈그림 4〉의 충격반응 함수 결과를 나타낸 것이다. 우선, CD금리 순환변동 1단위 충격에 아파트매매가격 순환변동은 전체기간은 지속적인 음(-)의 반응을 나타냈고 금융위기 이전기간에는 미약하게 음(-)의 반응을 보인 반면 금융위기 이후기간에는 상대적으로 크게 음(-)의 반응을 나타내 전체적으로 음(-)의 반응을 나타냈다. 앞선 〈표 7〉의 금융위기 이후에 CD금리의 설명력이 다른 기간에 비해 크게 나타난 분석결과와 동일하였다. 심성훈(2005), 김문성·배형(2015)도 이자율 순환변동 충격에 대해 주택가격 순환변동이 음(-)의 반응을 나타낸다고 하였다.

둘째, 통화량(M1) 순환변동 1단위 충격에 아파트매매가격 순환변동은 모든기간에서 양(+)의 반응을 보였다. 이는 통화량의 증가 즉, 양적완화 정책은 주택가격을 상승 시킬 수 있다는 것을 보여주며 심성훈(2004), 구경민 외(2009)와 임대봉(2015)도 통화량의 증가가

주택가격에 양(+)의 영향을 미친다고 하였다.

셋째, 소비자물가지수 순환변동 1단위 충격에 아파트매매가격 순환변동은 전체기간과 이후기간에서는 음(-)의 반응을 보인 반면, 이전기간에서는 미약하게 양(+)의 반응을 보인다 0으로 수렴하는 것으로 나타났다.

넷째, 산업생산지수 순환변동 1단위 충격에 아파트매매가격 순환변동은 전체기간에는 크게 양(+)의 반응을 보였고, 이전기간에는 최초 음(-)의 반응을 보이다 미약하게 양(+)의 반응을 보인 이후 0으로 수렴한 반면 이후기간에는 미약하게 음(-)의 반응을 보이다 0으로 수렴하였다. 이는 전체적으로 경제성장이 주택가격에 정(+)의 영향을 미친다는 것을 의미하고 정규일(2006), 전해정·박현수(2012)도 산업생산지수가 주택가격에 양(+)의 영향을 미친다고 하였다.

## V. 결 론

본 연구는 주택시장 변동성을 예측하고자 주택매매가격 순환주기변동에 시경제변수가 미치는 영향을 HP필터와 베이지안 VAR모형을 이용해 분석하였다. 본 연구의 시간적 범위는 2000년 1월부터 2018년 1월까지로 하였고 2008년 9월을 기점으로 하여 글로벌 금융위기 이전과 이후 그리고 전체기간으로 나누어 살펴 보았으며 공간적 범위는 서울시로 하였다. 본 연구의 종속변수는 주택매매가격으로, 독립변수인 거시경제변수는 CD금리, 통화량, 산업생산지수와 소비자물가지수로 설정하였다.

단위근 검정결과, 모든 변수의 원자료는 단위근이 존재하는 것으로 나타났지만 HP필터로 확률적 추세를 제거한 모든 순환변동 변수는 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 나타나 순환변동 변수를 이용해 분석하였다.

그랜저 인과관계 검정결과, 모든 기간에서 금리와 통화량 즉, 유동성이 주택가격에 통계적 유의성 이내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

HP필터 순환변동 분석결과, 아파트매매가격은 4번의 순환주기를 거쳤으며 순환기의 평균 기간은 49개월이고 확장기 25개월, 수축기 24개월로 확장기가 수축기에 비해 지속기간이 길게 나타났고 이후 순환기로 갈수록 고점은 낮아지고 저점은 높아져 가격 변동성은 상대적으로 작아지고 가격 하락시에는 하방경직성이 있다는 것을 확인하였다.

아파트매매가격 순환변동 분산분해 분석결과, 아파트가격을 자신을 제외하고 30기 기준으로 전체기간에서는 산업생산지수 순환변동의 설명력이 약 9.1%, 금융위기 이전기간에는 소비자물가 순환변동이 약 7.3%, 금융위기 이후기간에는 CD금리 순환변동의 설명력이 약 12.3%로 가장 크게 나타났고 시간이 지날수록 거시경제변수의 설명력은 증가하였다.

충격반응분석 결과, 아파트매매가격은 CD금리 1단위 충격에 모든 기간에서 음(-)의 반응을 나타냈고 특히 금융위기 이후기간이 다른 기간에 비해 더 큰 반응을 보였으며, 통화량(M1)의 1단위 충격에 모든 기간에서 대체적으로 양(+)의 반응을 보였다. 또한 아파트매매가격은 소비자물가지수 1단위 충격에 금융위기 이전기간에서 미약하게 양(+)의 반응을 나타냈고 산업생산지수 1단위 충격에는 전체기간에서 양(+)의 반응을 나타냈다.

본 연구결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 제언을 하고자 한다.

첫째, CD금리가 주택매매가격에 미치는 영향력이 음(-)으로 나타난 바, 정부는 주택시장을 규제하거나 완화하는 정책으로 금리 정책이 효율적인 바 시장 상황에 맞는 적절한 금리 정책을 수립 집행 할 필요성이 있다.

둘째, 통화량이 주택매매가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난 바, 정부는 양적완화 정책이 주택시장에 영향을 미칠 수 있기 때문에 시장의 상황을 정확히 모니터링 해 중장기적인 관점에서 통화정책을 수립 집행해야 한다.

마지막으로, 소비자물가지수와 산업생산지수가 주택매매가격에 대체적으로 양(+)의 영향을 미치므로 경제를 성장시켜 주택시장을 활성화 시키는 선(先) 순환적인 주택정책을 펼쳐야 한다. 그 동안의 주택정책은 주택시장을 활성화 시켜 전체 경제성장을 하는 성장위주의 정책이었다면 이제는 시장의 상황을 고려한 선 순환적인 주택정책을 수립 집행해야 투기 과열이나 버블현상이 사라질 수 있다.

본 연구는 공간적 범위를 서울시로 한정하였으나 공간적 범위를 확장하고 본 연구의 사용한 거시경제변수 외에 주택시장에 영향을 미칠 수 있는 거시경제변수를 추가해 연구를 확장하는 것은 후속 연구로 남긴다.

## 참고문헌

- 구경민·정다운·김홍순, “서울시 뉴타운 개발이 주변지역 주택가격에 미치는 영향 분석”, 『국토계획』, 제44권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp.79-93.
- 강민석·조주현, “주택경기 순환주기 분석”, 『주택연구』, 제13권, 한국주택학회, 2005, pp.69-95.
- 김문성·배형, “주택가격지수의 순환주기변동과 거시경제변수의 영향 분석”, 『부동산연구』, 제25권 제3호, 2015, pp.7-25.
- 김종호, “주택가격의 변동성과 이진효과에 관한 연구”, 목원대학교 박사학위논문, 2012.
- 김현석·장명희, “VAR 모형과 Bayesian VAR 모형의 물동량 예측력 비교 연구”, 『해운물류연구』, 제86권, 한국해운물류학회, 2015, pp.449-466.
- 한용석, “시계열분석을 이용한 주택하위시장의 인과성에 관한 연구”, 한양대학교 도시대학원 박사학위논문, 2010.
- 심성훈, “통화량 변동이 물가와 주택가격에 미치는 영향”, 『주택연구』, 제12권 제2호, 한국주택학회, 2004, pp.55-87.
- 심성훈, “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한연구: 외환위기 전·후기간의 비교분석”, 『부동산학연구』, 제12권 제1호, 한국부동산분석학회, 2006, pp.147-163.
- 엄근용, “주택경기의 순환 주기적 특징과 시사점”, 한국건설산업연구원, 2011.
- 이형용·여민수·홍승지, “마늘 도매가격 시계열 예측 모형 비교”, 『농촌경제』, 제40권 제2호, 한국농촌경제연구원, 2017, pp.55-73.
- 조원진·노승한·조주현, “서울특별시 아파트의 순환변동에 관한 비교 분석-HP filter와 벌집순환모형을 중심으로”, 『부동산학연구』, 제24권 제1호, 한국부동산분석학회, 2018, pp.23-37.
- 전해정·박헌수, “주택시장과 거시경제변수 요인들간의 동태적 상관관계 분석”, 『주택연구』, 제20권 제2호, 한국주택학회, 2012, pp.125-147.
- 정규일, “자산가격과 유동성 간의 관계분석”, 『한국경제연구』, 제17권, 한국경제연구학회, 2006, pp.257-287.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C., “Postwar US business cycles: an empirical investigation”, Journal of Money, credit, and Banking, 1997, Vol 29 No 1, pp.1-16.
- Litterman, R. B., “Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience”, Journal of Business & Economic Statistics, 1996, Vol.4 No 1, pp.25-38.
- 국민은행 <https://www.kbstar.com/>
- 통계청 <http://kostat.go.kr/>
- 한국은행 경제통계시스템 <http://ecos.bok.or.kr/>