

금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향

Influence of Interest Rate Changes on Housing Price Cycles

김 재 윤 (Kim, Jae Yoon)*

최 창 규 (Choi, Chang Gyu)**

< Abstract >

Since the 2008 global financial crisis, there have been changes in research on the relation between interest rates and house prices. Studies published before the financial crisis show a negative correlation between interest rates and house prices, but studies published after the financial crisis a non-negative or independent on. However, recent studies which use HP filter and include the US federal fund rates in the empirical model show the results that interest rates still have a negative impact on house prices.

This study includes the US federal fund rate in the Structural Vector Auto Regression(SVAR) model, and then applies the HP filter to empirically analyze the effect of interest rate changes on house price cycles. The study period covers from January 2000 to December 2020, and the empirical analysis is conducted on the three different periods the entire period, before the financial crisis, and after the financial crisis. The variables used in the empirical model include the US federal fund rate, CD rate, money supply M1, industrial production index, consumer price index, and house price index (Seoul, 6 metropolitan cities).

The main findings are as follows. First, the CD rate has no negative impacts or limited impacts on house price cycles. Second, the US federal fund rate has no negative impacts or limited impacts on house price cycles. Third, the impacts of interest rate changes on house price cycles depends on time(i.e., before and after the financial crisis) and region(i.e., Seoul and 6 Metropolitan cities). Fourth, the variance decomposition results of house price cycles suggest that house price cycles themselves has the highest explanatory power, and the US federal fund rate and money supply M1 also has high explanatory power.

Keyword : Interest Rate, Housing Price, Cycle, SVAR, HP Filter

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

최근 KB 주택가격 통계에 따르면 서울 아파트 중위 가격이 10억원, 전국 아파트 중위가격이 5억원을 돌파했다. 2011년 서울 아파트 중위가격이 5억원, 전국 아

파트 중위가격이 2.5억원이었던 점을 감안하면 10년 동안 2배가 된 것이다. 그리고 그 기간 동안 CD금리는 3.55%에서 0.70%로 하락하여 금리와 주택가격은 음(-)의 상관관계를 나타냈다.

최근까지 CD금리는 0.7%대를 유지하여 역대 최저 수준이었으나 2021년 8월 26일 한국은행이 기준금리를 0.25% 인상하자 CD금리는 0.9%대로 상승하였다. 따라서 일부에서는 향후 추가적인 금리 상승이 예상되

* 한양대학교 도시대학원 도시·지역개발경영학과 부동산학 박사과정, cbinfo@naver.com, 주저자

** 본 학회 정회원, 한양대학교 도시대학원 도시·지역개발경영학과 교수, cgchoi@hanyang.ac.kr, 교신저자

는 가운데 금리와 음(-)의 상관관계를 갖는 주택가격은 하락할 것이라는 전망이 나오고 있다.

일반적으로 금리와 주택가격은 음(-)의 상관관계를 갖고 있다고 알려져 있다. 그러나 특정 기간 및 장소로 한정하면 그 상관관계가 음(-)이 아닌 경우가 종종 나타났다. 2005~2008년 금리 상승시 서울 주택가격은 상승했고 6대 광역시 주택가격은 보합세를 나타냈다. 또한 2010~2011년 금리 상승시 서울 주택가격은 보합세를 나타냈고 6대 광역시 주택가격은 상승했다.

이러한 결과는 금리와 주택가격 관련 선행연구를 통해서도 확인되었다. 금융위기 전에 발표된 연구들에서는 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타내었으나 금융위기 후 발표된 연구 중 일부에서 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타내지 않는 것으로 나타났다. 위 연구들은 대부분 금리가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구였다.

본 연구의 목적은 장기간 하락 추세였던 금리가 추세를 벗어나 상승으로 전환되는 경우 그 충격이 주택가격에 미치는 영향이 음(-)인지 확인하고자 한다. 그 영향이 음(-)이라면 최근의 주택 가격 상승을 금리의 하락으로 일정 부분 설명할 수 있으며, 향후 금리 상승기에 주택가격 하락을 예측할 수 있을 것이다. 그러나 그 충격이 상황에 따라 음(-), 양(+), 양(+)과 음(-)이 번갈아 나타나는 등 무차별적이라면 금리 변동이 주택가격에 미치는 영향은 제한적일 것이고 향후 금리 상승기에 주택가격 하락을 예측할 수 없을 것이다. 본 연구에서는 시계열 자료를 추세와 순환변동으로 분리하는 분석법인 Hodrick-Prescott 필터(이하 HP필터)를 적용하여 추세를 벗어난 충격이 미치는 영향을 분석하였다. 분석 자료, 단위 및 시기에서 기존 연구들과 다음과 같은 차별성을 확보하였다. 우선, 우리나라가 해외 충격에 민감하게 반응하는 소규모 개방경제임을 감안하여 금융위기 후 글로벌 경제에 큰 영향을 미친 미국 기준금리를 변수에 포함하였다. 2005~2008년, 2010~2011년 금리 상승시 서울과 6대 광역시의 주택가격 변동이 다르게 나타났으므로 금융위기 전·후와 서울과 6대 광역시로 나누어 검토 비교하였다.

본 연구는 2000~2020년 미국 기준금리, CD금리, 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격지수를 변수로 HP필터를 활용하여 추세와 순환변동으로 분리 후 추세가 제거된 순환변동을 이용하여 금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 구조 벡터자기회귀 모형을 활용하여 분석하였다.

그리고 모형을 통한 실증분석 특성상 영향을 미치는 과정에 대한 설명이 부족하므로 그 부분은 시계열 자료를 비교 서술하여 보완하였다. 한국은행 통화정책 운영체제에 따라 분류된 금리의 파급경로(금리경로, 자산가격경로, 신용경로, 환율경로, 기대경로)를 중심으로 금리 변동과 함께 대출규제 정책과 글로벌 유동성 변화가 국내 주택가격에 영향을 미치는 과정을 그래프를 통해 비교 서술하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행연구 분석을 통해 차별성을 도출하였고 3장에서는 변수 및 모형에 대해 설명하였다. 4장에서는 구조 벡터자기회귀 모형을 통하여 실증분석 후 영향 과정을 서술하였으며 5장에서는 분석 결과를 요약하고 본 연구의 의의 및 한계를 밝혔다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 금리 변동이 주택가격 순환주기 변동에 미치는 영향을 HP필터와 구조 벡터자기회귀모형(Structural VAR)을 이용하여 실증분석 하고자 한다. 변수는 금리(CD, 미국 기준금리), 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격(서울, 6대 광역시)으로 구성하였고 시간적 범위는 2000년 1월부터 2020년 12월까지 총 252개월로 전체 기간, 금융위기 전, 금융위기 후로 구분하여 분석하였다.

본 연구는 다음과 같이 진행되었다. 첫째, 국내외 선행연구 고찰을 통하여 금리 변동과 주택가격 순환변동에 영향을 미치는 적정 변수를 확인하고 선행연구와의 차별성을 도출하였다. 둘째, HP필터를 이용하여 변수들을 추세와 순환변동으로 분리하였다. 셋째, 구조 벡터자기회귀 모형을 활용하여 단위근 검정, 적정시차 검정, 충격반응함수, 분산분해 분석을 실시하였고 그랜저 인과관계 검정 결과와 비교하였다. 넷째, 금융위기 전, 금융위기 후 기간을 대상으로 동일한 분석을 추가로 진행하고 시기, 지역별 결과를 비교하였다.

II. 선행연구

1. 금리와 주택가격 관련 연구

2008년 금융위기 전 연구에서는 금리와 주택가격이

음(-)의 상관관계를 나타냈으나 금융위기 후 발표된 연구 중 일부에서 음(-)의 상관관계가 아니거나 영향이 제한적인 것으로 나타났다.

금융위기 전 연구인 Aoki et al.(2002), Giuliadori(2005), Iacoviello et al.(2006), Elbourne(2008), Vargas-Silva(2008)는 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 갖는다고 분석했다.

그러나 Dokko et al.(2011)는 2000~2008년 세계 14개 선진국을 대상으로 벡터자기회귀모형(VAR) 분석 결과 해당 국가들의 주택 가격은 상승했으나 주택 투자 과정에서 단기금리의 경로에 대한 기여는 크지 않았다고 주장했다. Glaser et al.(2013)는 1980~2008년 미국 금리와 주택가격에 대한 이변량 회귀분석 결과 금리가 주택가격에 영향을 미치는지는 하지만 금리의 영향이 주택가격 상승의 20%이상을 차지하지 않는다고 주장했다. Shi et al.(2014)는 기준금리가 뉴질랜드 주택가격에 미치는 영향을 회귀분석 결과 음(-)의 영향을 미치지 않는다고 주장했다.

국내 연구 중 다수는 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타냈으나 금융위기 후 발표된 일부 연구는 상호관계가 낮거나 음(-)의 상관관계가 아닌 것으로 나타났다.

금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타낸 연구들은 다음과 같다. 이영수(2008), 배진성 외(2014), 이태리 외(2015,2016), 장영길(2017), 최윤영 외(2017), 허종만 외(2018), 이용혁 외(2020)는 구조 구조벡터자기회귀모형(SVAR)으로 분석 결과 금리 상승시 주택가격은 하락하는 것으로 나타났다. 김중규 외(2011), 전해정(2012), 금기조 외(2015), 문규현(2019)은 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석 결과 금리 상승에 대하여 주택가격은 하락하는 것으로 나타났다. 김윤영

(2012), 송인호(2015), 이근영 외(2016)는 벡터자기회귀모형(VAR)으로 분석 결과 금리 상승시 주택가격은 하락했다. 김문성 외(2015), 전해정(2019)은 베이지안 벡터자기회귀모형(Bayesian VAR)으로 분석 결과 금리 상승시 주택가격은 하락하는 모습을 나타냈다.

반면에 금리와 주택가격간 음(-)의 상관관계가 아닌 연구는 다음과 같다. 손종칠(2010)은 콜 금리 변경에 대한 주택가격 변동률의 반응이 그 크기나 통계적 유의성에서 상대적으로 떨어진다고 주장했다. 최희갑(2013)은 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석 결과 이자율 상승 충격에 따라 주택가격은 상승 후 하락하는 모습을 나타냈다. 임대봉(2013)은 벡터자기회귀모형(VAR) 및 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석 결과 금리의 충격으로 인한 강남 3구 아파트 가격은 매우 미미한 반응을 보여 그 영향이 제한적이라고 주장했다. 엄근용 외(2016)는 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석 결과 CD금리 1단위 충격에 대해 주택가격은 2분기까지 소폭 상승 후 3분기부터 하락했다. 김경민(2017)은 벡터자기회귀모형(VAR)으로 분석 결과 주택가격에 금리 충격이 가해졌을때 음(-)과 양(+)의 충격을 보이다 안정화되었다. 김남현 외(2018)는 TVC VAR모형으로 분석결과 금리 충격에 대하여 주택가격은 양(+)과 음(-)이 번갈아 나타났다.

2. 금리변동과 주택가격 순환변동 관련 연구

HP필터를 활용하여 추세를 제거한 금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 분석한 국내 연구들의 결과는 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.

김문성 외(2015)는 주택가격 변동은 금리에 대하여

<표 1> 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타내지 않는 선행연구

구분	저자	발행 시기	공간적 범위	시간적 범위	분석 모델
해외	Dokko et al.	2011	세계 14개국	2000~2008	VAR
	Glaser et al.	2013	미국	1980~2008	이변량 회귀분석
	Shi et al.	2014	뉴질랜드	1994~2009	2단계 회귀분석
국내	손종칠	2010	전국	1991~2008	베이지안 VAR
	최희갑	2013	전국	1999~2013	VECM
	임대봉	2013	강남, 강북, 광역시	2002~2011	VAR, VECM
	엄근용 외	2016	전국	1998~2015	VECM
	김경민	2017	전국	2005~2016	VAR
	김남현 외	2018	전국, 서울, 광역시	1996~2017	TVC VAR

전반기에는 음(-)의 반응을 보이고 후반기에는 영향력이 감소한다고 주장했다. 이태리 외(2016)는 한국 금리 상승이 미국 금리의 상승에 대해 선제적 대응일 경우 주택가격 하락을 유발한다고 주장했다. 전해정(2019)의 분석 결과 CD금리가 주택가격에 미치는 영향은 음(-)으로 나타났다.

3. 연구의 차별성

금리가 주택가격에 미치는 영향 관련 선행연구들을 정리하면 금융위기 전에는 음(-)의 상관관계를 나타냈으나 금융위기 후 발표된 Dokko et al.(2011), Glaser 외(2013), Shi et al.(2013), 손종철(2010), 최희갑(2013), 임대봉(2013), 엄근용 외(2016), 김경민(2017), 김남현 외(2018) 등의 연구에서는 음(-)의 상관관계를 나타내지 않거나 그 영향이 제한적으로 나타났다.

그러나 금융위기 후 발표된 국내 연구 중 HP필터를 활용한 김문성 외(2015), 이태리 외(2016), 전해정(2019)의 연구 결과는 여전히 금리가 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

또한 미국 기준금리를 변수로 포함하여 분석한 이태리 외(2016), 이용혁 외(2020)의 연구 결과 미국 기준금리는 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 김남현 외(2018)는 금리와 주택가격의 관계는 양(+)과 음(-)이 번갈아 나타나고 미국 기준금리와 비교시 같은 방향성을 나타낸다고 주장했다.

본 연구는 아래 세 가지 차별성을 갖고자 한다.

첫째, 금융위기 후 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계가 아님을 실증분석한 연구는 발표되었으나 HP필터 적용하여 추세를 제거한 순환변동이 음(-)의 상관관계가 아님을 실증분석한 연구는 없었다. 따라서 본 연구는 HP필터 적용 후 금리 변동이 주택가격 순환변동과 음(-)의 상관관계가 아님을 실증분석하여 2005~2008년, 2010~2011년 추세를 벗어난 금리 상승시 주

택가격의 상승·보합을 설명하고자 한다.

둘째, 금융위기 후 미국 금리가 글로벌 경제에 미치는 영향이 확대되자 주택가격 관련 연구 중 미국 기준금리를 포함한 연구가 다수 발표되었고 그 연구들 중 대부분은 여전히 음(-)의 상관관계를 나타내었다. 김문성 외(2015), 이태리 외(2016), 전해정(2019)의 연구 결과 미국 기준금리가 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 김남현 외(2018)의 연구 결과 미국 기준금리와 주택가격의 상관관계는 음(-)이 아니었으나 그래프를 비교 서술하는 방식이었다. 따라서 미국 기준금리 변동이 주택가격 순환변동과 음(-)의 상관관계를 나타내지 않는지 여부를 실증 분석하고자 한다.

셋째, 시기를 금융위기 전·후, 지역을 서울, 6대 광역시로 구분하여 2005~2008년, 2010~2011년 등 추세를 벗어난 금리 상승이 서울과 6대 광역시 주택가격에 다른 영향을 미쳤던 것을 설명하고자 한다.

III. 변수 및 분석모형

1. 변수 설정

본 연구는 <표 2>와 같이 금리, 통화량, 생산, 물가, 주택가격을 변수로 모형을 구성하였다. 선행 연구들을 검토하여 금리는 미국 기준금리와 CD금리, 통화량은 M1, 생산은 산업생산지수, 물가는 소비자물가지수, 그리고 주택가격은 KB아파트 매매가격지수(서울, 6대 광역시)를 변수로 설정하였다.

미국 기준금리는 Vargas-Silva(2008), Dokko et al.(2011), Glaser et al.(2013) 등의 해외 연구 및 이태리 외(2016), 김남현 외(2018), 이용혁 외(2020) 등의 국내 연구에서 변수로 활용되었다.

<표 2> 변수 설명

변수명	표기	단위	출처
미국기준금리(Federal Fund Rate)	FFR	연 %	FRB
CD금리(91일)	CD	연 %	한국은행
통화량(M1, 평잔)	M1	십억원	한국은행
산업생산지수	IP	지수(2015=100)	한국은행
소비자물가지수	CPI	지수(2015=100)	한국은행
KB 아파트 매매가격 지수 (서울, 6대 광역시)	HP_SEOUL HP_6Metro	지수(2019.01=100)	국민은행

CD금리는 금융기관간 거래되는 양도성예금증서(Certificate of deposit)에 대한 금리로 한국은행 통계자료에 1991년 이후 자료가 있어 시계열 분석시 자주 활용된다. 김중규 외(2011), 김윤영(2012), 최희갑(2013), 임대봉(2013), 엄근용 외(2016), 이근영 외(2016), 김남현 외(2018), 전해정(2019), 문규현(2019) 등의 연구에서 변수로 사용되었다.

통화량 M1은 화폐의 지급결제수단으로서의 기능을 중시한 지표로 시중에 유통되는 현금에 예금취급기관의 결제성예금을 더한 지표로 한국은행 통계자료에 1970년 이후 자료가 있어 시계열 분석시 자주 활용되는 통화량 지표이다. 이영수(2008), 김윤영(2012), 김문성 외(2015), 엄근용 외(2016), 전해정(2019) 등의 연구에서 변수로 이용되었다.

산업생산지수는 한국표준산업분류에서 정의된 산업들의 생산활동을 총합하여 지수로 작성한 것으로 생산 관련 대표적인 변수이다. 이영수(2008), 김중규 외(2011), 김윤영(2012), 임대봉(2013), 이태리 외(2015, 2016), 김남현 외(2018), 전해정(2019) 등의 연구에서 변수로 활용되었다.

소비자물가지수는 도시 가계가 일상생활을 영위하기 위해 구입하는 상품가격과 서비스 요금의 변동을 종합적으로 측정하기 위해 작성하는 지수로 물가 관련 대표적인 변수이다. 이영수(2008), 김윤영(2012), 배진성 외(2014), 송인호(2015), 이태리 외(2015), 김남현 외(2018), 전해정(2019), 문규현(2019), 이용현(2020) 등의 연구에서 변수로 사용되었다.

KB아파트 매매가격 지수(서울, 6대 광역시)는 KB국민은행 통계자료에 1986년 이후 자료가 있어 주택가격 관련 시계열 자료 중 가장 널리 사용되는 변수이다. 한국부동산원 공동주택 실거래가격지수는 2006년 이후 데이터만 존재하여 현재까지는 활용이 제한적이다.

2. 분석 모형

본 연구는 분석 대상 변수를 HP필터를 적용하여 추세와 순환변동으로 분리한 후 분리된 순환변동 자료를 구조 벡터자기회귀 모형으로 분석하였다.

1) HP(Hodrick-Prescott) 필터

HP 필터는 시계열 자료를 추세와 순환변동으로 분리하는 필터링 분석법으로 Prescott은 추세로부터 편

차의 제곱의 합을 극소화 시키는 방식을 제시하였다(조하현, 1991). 시계열 변수를 x_t 라고 하고 추세를 τ_t 라고 하면 최적 추세선은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 \quad (1)$$

$$s.t. \sum_{t=1}^T [(\tau_t - \tau_{t-1}) - (\tau_{t-1} - \tau_{t-2})]^2 \leq \lambda_0$$

위 식 (1)에서 λ_0 값이 작을수록 추세선이 부드러운 형태를 갖게되고 $\lambda_0=0$ 인 경우 선형 추세선을 갖게 된다. 따라서 최적의 추세변동 선택은 아래와 같은 최소화(minimization)의 문제로 표현하여 라그랑지 함수로 해결할 수 있다.

$$\sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 + \lambda [\lambda_0 - \sum_{t=1}^T [(\tau_t - \tau_{t-1}) - (\tau_{t-1} - \tau_{t-2})]^2] \quad (2)$$

위 식 (2)의 라그랑지 승수 λ 는 장기 추세선의 변동 폭을 조절하는 평활화 계수 역할을 하는데 Prescott은 순환변동 성분의 분산이 추세변동 성분 분산의 1/8이라 가정하여 연간 자료의 경우 $\lambda=100$, 분기 자료인 경우 $\lambda=1,600$, 그리고 월별 자료인 경우 $\lambda=14,400$ 을 사용할 것을 제안하였다(강민석 외, 2005).

따라서 본 연구는 월별 시계열 자료를 사용하므로 평활화계수(λ)값을 14,400으로 설정하여 HP필터 분석을 진행하였다.

2) 구조 벡터자기회귀(SVAR) 모형

벡터자기회귀 모형은 일변량 자기회귀모형을 확장한 다변량 자기회귀모형으로 충격반응함수를 통하여 한 변수의 변화가 내생변수에 미치는 동태적 효과를 파악할 수 있고 분산분해를 통하여 각각의 내생변수의 변동 중 이들 변수들이 전체 변동에 기여한 부분의 상대적 크기를 분석할 수 있다(문권순, 1997).

시계열 자료 Y_t 가 현재와 과거의 X_t 값의 영향을 받고 동시에 시계열 자료 X_t 도 현재와 과거의 Y_t 의 영향을 받는다면 두 변수의 관계를 수식으로 정리하고 역행렬인 B^{-1} 을 곱해 식을 유도하면 표준 벡터자기회귀 모형(VAR)으로 변환된다. 표준 벡터자기회귀모형으로 변환하는 이유는 표준 벡터자기회귀모형은 유도형

모형이므로 고전적 최소자승법을 적용하여 간단하게 분석할 수 있기 때문이다.

그러나 벡터자기회귀모형은 변수들간 동일 시점의 관계를 고려하지 못한다는 문제점과 오차항이 서로 상관되어 있다는 문제가 있다. 따라서 동일시점의 내생 변수들의 관계를 정의하기 위해 행렬 A를 도입하고 오차항간 상관관계를 없애기 위하여 행렬 B를 도입하여 구조 벡터자기회귀모형을 구축하였다.

행렬 A와 B의 추정치를 구하기 위해서는 제약조건이 필요하다. 대표적인 제약조건으로는 출레스키 식별과 변수순위 식별이 있는데 본 연구에서는 구조 벡터자기회귀모형 및 변수순위 식별을 적용하였다.

구조 벡터자기회귀모형 변수순위 식별 적용시 변수의 순서에 따라 분석의 결과가 다르게 나타날 수 있으므로 그 순서를 신중하게 결정해야 한다. 따라서 본 연구에서는 선행연구의 변수 순서, 그랜저 인과관계 검정결과를 참고하여 변수의 순서를 결정하였다.¹⁾

(IP), 물가(CPI), 주택가격(서울, 광역시) 변수들의 기초 통계량은 <표 3>과 같다. 미국 기준금리(FFR) 평균은 1.72%로 금융위기 전 3.34%에서 금융위기 후 0.55%로 하락했고, CD금리 평균은 3.35%로 금융위기 전 4.88%에서 금융위기 후 2.25%로 하락했다. 또한 미국 기준금리(FFR) 표준편차는 금융위기 전·후 1.84%에서 0.72%로 감소했고 CD금리 표준편차는 금융위기 전·후 1.04%에서 0.91%로 감소했다. 통화량 지표인 M1 평균은 금융위기 전·후 281조에서 627조로 급격하게 증가했고 산업생산지수 평균은 62.70에서 99.09로, 소비자물가지수 평균은 75.69에서 98.67로 증가했다. KB 아파트 가격지수 중 서울 평균은 72.83으로 금융위기 전 55.76에서 금융위기 후 85.03으로 증가했고 6대 광역시 평균은 75.75로 금융위기 전 56.69에서 금융위기 후 89.37로 증가했다. 또한 KB 아파트 가격지수 중 서울 표준편차는 금융위기 전·후 15.64에서 10.15로 감소했고 6대 광역시 표준편차는 금융위기 전·후 8.87에서 11.59로 증가했다.

IV. 실증 분석

1. 변수 기초 통계

금리(미국 기준금리, CD금리), 통화량(M1), 생산

2. HP필터 분석 결과

벡터자기회귀모형 분석을 위해서는 변수가 안정적인 시계열 자료이어야 한다. 따라서 본 연구에서는 X-12 계절조정 후 HP필터를 이용하여 추세를 제거한

<표 3> 기초 통계량

전체 기간				(단위: %, 십억원, 지수)			
구분	FFR	CD	M1	IP	CPI	HP_Seoul	HP_6Metro
평균값	1.72	3.35	482,544	83.93	89.10	72.83	75.75
최대값	6.54	7.28	1,160,753	112.30	106.20	116.36	108.82
최소값	0.05	0.63	169,231	47.80	65.77	31.66	40.60
표준편차	1.90	1.61	242,426	20.49	12.67	19.24	19.27
금융위기 전							
구분	FFR	CD	M1	IP	CPI	HP_Seoul	HP_6Metro
평균값	3.34	4.88	281,002	62.70	75.69	55.76	56.69
최대값	6.54	7.28	352,559	83.70	87.23	82.60	67.83
최소값	0.98	3.39	169,231	47.80	65.77	31.66	40.60
표준편차	1.84	1.04	50,537	11.20	5.89	15.64	8.87
금융위기 후							
구분	FFR	CD	M1	IP	CPI	HP_Seoul	HP_6Metro
평균값	0.55	2.25	626,502	99.09	98.67	85.03	89.37
최대값	2.42	6.03	1,160,753	112.30	106.20	116.36	108.82
최소값	0.05	0.63	315,031	63.80	86.84	75.14	66.98
표준편차	0.72	0.91	221,674	8.79	5.46	10.15	11.59

1) 수식 등 세부사항 <부록 A> 참조

안정적인 순환변동 자료를 이용하여 분석하였다.

HP필터를 이용하여 6개 변수들을 추세와 순환변동으로 분리한 결과 추세는 상승 또는 하락하는 불안정한 시계열을 나타냈으나 순환변동은 평균을 중심으로 오르내리는 안정적인 시계열의 형태를 나타내었다. 벡터자기회귀 모형에 적용 가능한 안정적인 시계열 자료 여부는 다음 절인 3. 벡터자기회귀모형 분석결과 단위근 검정에서 상세히 다루겠다.

그리고 본 연구 주제가 금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이므로 HP필터 분석 결과 중 주택가격 순환변동(서울, 6대 광역시)에 집중하겠다.

<그림 1>과 같이 서울 및 6대 광역시의 주택가격은 2000년부터 2020년 까지 상승 추세를 나타냈다. 그러나 서울과 6대 광역시를 비교하면 서울은 2006~2008년 급등 후 2013년까지 안정화되었다가 2014년 이후 다시 상승하기 시작해 2017년 이후 급등하는 모습을 나타냈다.

반면 6대 광역시는 서울이 급등한 2006~2008년에는 안정적인 모습을 보이다 서울이 안정화된 2010~2012년 급등하였고 이후 2015년까지 상승세를 유지하였다. 이후 안정적인 모습을 나타내다 2019년 부터 다시 상승하고 있다. 이처럼 서울과 6대 광역시 주택가격이 시기별로 차이를 나타냄에 따라 금리가 주택가격에 미치는 영향 역시 서로 다르게 나타난다.

금리와 주택가격 비교시 금리는 우하향, 주택 가격은 우상향하는 추세를 나타낸다. 두 변수간 장기적 추세를 비교하면 금리와 주택가격은 음(-)의 상관관계를

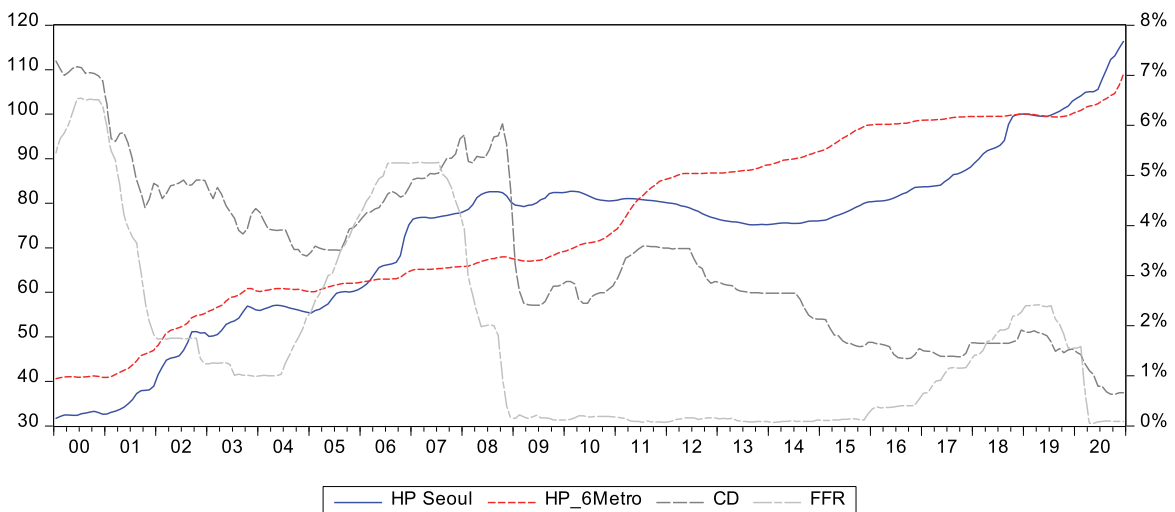
나타내고 이는 자본자산 가격결정 모형(CAPM)의 결과와 같다.

그러나 추세를 벗어나는 금리 충격이 발생했을 때 주택가격에 미치는 영향은 다른 결과가 나타났다. 2005~2008년 CD금리가 추세를 벗어나 크게 상승시 서울 주택가격은 상승했고 6대 광역시 주택가격은 보합세를 나타냈다. 그리고 2010~2011년 CD금리 상승시 서울 주택가격은 보합세를 나타냈고 6대 광역시 주택가격은 상승했다. 또한 2008년 CD금리가 추세를 벗어나 크게 하락시 서울 및 6대 광역시 주택가격은 보합이었고 2019~20년 CD금리 하락시 서울 및 6대 광역시 주택가격은 상승했다. 이처럼 추세를 벗어나는 금리 충격 발생시 주택가격에 미치는 영향은 음(-)인 경우도 있지만 양(+)으로 나타나는 경우도 있어 시기와 지역에 따라 다르게 나타났다.

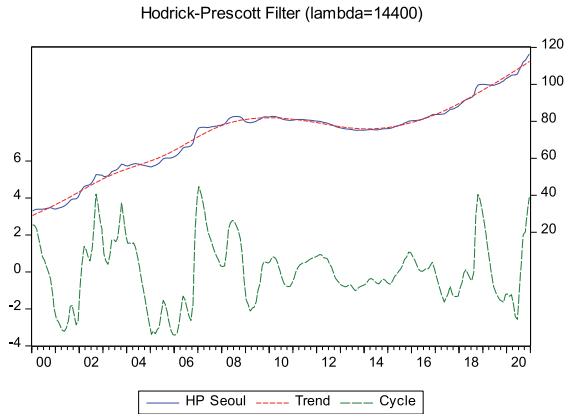
본 연구의 목적은 금리와 주택가격의 장기적 상관관계가 아니고 추세를 벗어나는 금리 충격이 향후 3~5년 동안 주택가격에 미치는 영향을 검토하는 것이다. 따라서 HP필터를 활용하여 변수들의 추세와 순환변동을 분리 후 구조 벡터자기회귀모형을 활용하여 추세를 벗어난 금리 충격이 주택가격에 미치는 영향을 실증분석하였다.

<그림 2>는 서울 주택가격을 HP필터를 이용하여 추세와 순환변동으로 분리한 그래프이다. <표 4>와 같이 2000년~2020년 동안 서울 주택가격은 5번의 순환변동을 거쳤고 평균 순환주기는 46개월로 평균 확장기간 24개월, 평균 수축기간 22개월이었고 확장기간이

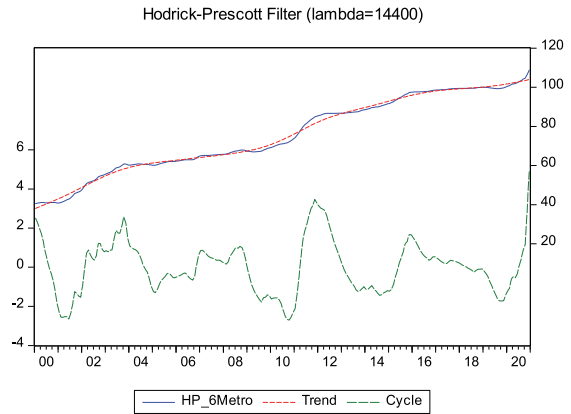
<그림 1> 주택가격(서울, 6대 광역시)과 금리(CD, 미국 기준금리) 시계열



<그림 2> 서울 주택가격 HP분석 결과



<그림 3> 6대 광역시 주택가격 HP분석 결과



<표 4> 서울 및 6대 광역시 주택가격 순환변동(KB아파트매매가격지수)

서울						(단위: 개월)
구분	제 1순환기	제 2순환기	제 3 순환기	제 4 순환기	제 5 순환기	평균
저점	2001-05	2005-01	2009-03	2013-08	2017-05	
고점	2002-09	2007-01	2012-02	2015-11	2018-10	
저점	2005-01	2009-03	2013-08	2017-05	2020-06	
확장기간	16	24	35	27	17	24
수축기간	28	26	18	18	20	22
순환주기	44	50	53	45	37	46

6대 광역시						
구분	제 1순환기	제 2순환기	제 3 순환기	제 4 순환기	제 5 순환기	평균
저점	2001-06	2005-02	2010-10	2014-08	2019-10	
고점	2003-10	2008-09	2011-11	2015-12	-	
저점	2005-02	2010-10	2014-08	2019-10	-	
확장기간	28	43	13	16	-	25
수축기간	16	25	33	46	-	30
순환주기	44	68	46	62	-	55

수축기간 보다 약간 더 길게 나타났다.

서울 주택가격이 급등했던 2005~2008년은 제 2순환기로 순환주기는 50개월(확장기간 24개월, 수축기간 26개월)이었고 주택가격이 안정화되었던 2009~2013년은 3순환기로 순환주기는 53개월(확장기간 35개월, 수축기간 18개월)이었다.

<그림 3>은 6대 광역시 주택가격을 HP필터를 이용하여 추세와 순환변동으로 분리한 그래프이다. <표 4>와 같이 2000년~2020년 동안 6대 광역시 주택가격은 4번의 순환 변동을 거쳤고 평균 순환주기는 55개월로 평균 확장기간 25개월, 평균 수축기간 30개월이었고 수축기간이 확장기간 보다 약간 길게 나타났다.

서울은 급등했으나 6대 광역시는 안정화되었던 2005~2008년은 제 2순환기로 순환주기는 68개월(확장기간 43개월, 수축기간 25개월)이었고 주택가격이 급등했던 2010~2012년은 제 3순환기로 순환주기는 46개월(확장기간 13개월, 수축기간 33개월)이었다.

3. 구조 벡터자기회귀 모형 분석결과

1) 단위근 검정

시계열 자료를 분석하기 위해서는 자료가 안정적(stationary)이어야 한다. 시계열 자료가 안정적이기

위해서는 아래 식 (3)과 같이 평균, 분산 및 공분산이 일정해야 한다(박승록, 2020).

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu \\ \text{Var}(Y_t) &= \sigma^2 \\ \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) &= \gamma_k \end{aligned} \quad (3)$$

시계열 자료가 안정적인지 검정하기 위해 단위근 검정을 실시하는데 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Philips Perron) 검정이 대표적이다. 단위근 검정의 귀무가설(H_0)은 ‘단위근이 존재한다’이고 검정 결과 p값이 유의확률 이하인 경우 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열임을 검정하게 된다.

변수들의 원자료와 HP필터를 이용하여 분리한 순환변동에 대한 단위근 검정(ADF, PP검정) 결과는 <표 5>와 같다. 원자료들은 p값이 0.1 이상으로 귀무가설을 기각하지 못해 단위근을 갖는 불안정한 시계열 자료로 나타난 반면 순환변동 자료들은 대부분 p값이 0.01 이하였고 PP검정 결과의 일부만 0.05 이하로 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열 자료임을 확인하였다.

단위가 큰 통화량 M1은 로그 차분 후 분석하였고 아래 적정 시차검정을 통하여 시차는 2기를 사용하여

<표 5> 단위근 검정 결과

원자료				
구분	ADF 검정		PP 검정	
	t	p	t	p
FFR	-2.442	0.131	-2.113	0.240
CD	-1.768	0.396	-1.875	0.344
LNMI	0.052	0.961	0.057	0.962
IP	-1.158	0.693	-1.102	0.716
CPI	-2.165	0.220	-2.514	0.113
HP_Seoul	-0.253	0.928	-0.263	0.927
HP_6Metro	-0.207	0.934	-0.627	0.861
순환변동				
구분	ADF 검정		PP 검정	
	t	p	t	p
FFR	-5.042	0.000***	-3.866	0.003***
CD	-4.323	0.001***	-3.826	0.003***
LNMI	-3.992	0.002***	-3.323	0.015 **
IP	-5.051	0.000***	-5.892	0.000***
CPI	-4.461	0.000***	-5.569	0.000***
HP_Seoul	-4.293	0.001***	-3.714	0.004***
HP_6Metro	-3.844	0.003***	-3.171	0.023 **

주: * <0.1 , ** <0.05 , *** <0.01

다. 또한 구조 벡터자기회귀모형 분석에 활용할 순환변동 변수들이 모두 정상적인 시계열 자료임에 따라 공적분 검정은 실시하지 않았다.

2) 적정 시차 검정

구조 벡터자기회귀모형의 적정 시차를 결정하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion), SC (Schwarz Information Criterion) 및 HQ(Hannan-Quinn Information Criterion)을 활용하였고 검정 결과 <표 6>과 같이 전체기간의 AIC 검정결과를 제외한 모든 검정결과 적정 시차가 2기로 추정되어 적정시차는 2기로 결정하였다.

<표 6> 적정시차 산정

전체 기간			
시차	AIC	SC	HQ
1	-1.354421	-0.210667	-0.892606
2	-2.477327	-0.353211*	-1.619669*
3	-2.302023	0.802454	-1.048524
금융위기 전			
시차	AIC	SC	HQ
1	-6.442341	-5.538477	-6.075036
2	-7.245617*	-5.567014*	-6.563480*
3	-7.113372	-4.660029	-6.116402
금융위기 후			
시차	AIC	SC	HQ
1	-3.85037	-3.204754	-3.58801
2	-4.483950*	-3.300319*	-4.002956*
3	-4.341314	-2.61967	-3.641686

주: * 적정 시차

3) 그랜저 인과관계 검정

벡터자기회귀모형은 변수가 외생적인지 내생적인지 구분할 필요가 없고 시계열 분석시 높은 예측치를 보여주는 장점이 있으나 경제 이론에 기반하지 않는다는 단점이 있다. 이 단점을 보완하기 위해 벡터자기회귀 모형 분석시 추가로 그랜저 인과관계 검정을 실시하여 변수의 순서 결정시 참고하거나 결과를 비교한다. 전해정(2012, 2019), 김윤영(2012), 임대봉(2013), 김경민(2017), 문규현(2019)은 벡터자기회귀모형 분석시 그랜저 인과관계 검정을 추가적으로 활용하였다.

그랜저 인과관계 검정은 Granger가 제시한 시계열 변수간 인과관계 검정법으로 만약 다른 조건이 불변일 때 X_t 의 과거 값을 사용하여 그렇지 않을 때보다 Y_t 값을 보다 정확하게 예측할 수 있으면 X_t 가 Y_t 에 대하여

‘그랜저 인과관계를 갖는다’는 것이다.

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_j^p \gamma_j Y_{t-j} + e_{yt} \quad (4)$$

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_i^m \beta_i X_{t-i} + \sum_j^p \gamma_j Y_{t-j} + e_{yt}$$

$$H_0 = \sum_i^m \beta_i = 0$$

위 식 (4)의 첫 번째 식을 회귀분석하여 잔차자승합(RSS_r)을 구하고 두 번째 식을 회귀분석하여 잔차자승합(RSS_u)을 구한다. 두 번째 식에 Σβ_i=0 적용시 X_{t-1}의 영향은 0이 된다. 이를 ‘X_t가 Y_t에 영향을 미치지 않는

다’는 귀무가설(H₀)로 설정한 후 F검정을 실시한다. F검정 결과 계산된 F값이 해당 자유도 하에서 임계치보다 크다면 귀무가설(H₀)을 기각하게 되어 X_t가 Y_t에 대하여 ‘그랜저 인과관계를 갖는다’는 결론을 얻을 수 있다(박승록, 2020).

<표 7>은 서울 주택가격 순환변동에 대한 그랜저 인과관계 검정 결과이다. 서울 주택가격 순환변동에 대하여 그랜저 인과관계를 나타내는 변수는 다음과 같았다. 전체 기간에는 소비자 물가지수(CPI)가 5% 유의수준 내에서 그랜저 인과관계가 있고 금융위기 전에는 해당하는 변수가 없었으며 금융위기 후에는 미국 기준금리(FFR)와 통화량(M1)이 5% 유의수준 내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 위 결과를 통해

<표 7> 서울 주택가격 순환변동 그랜저 인과관계 검정 결과

전체 기간			금융위기 전			금융위기 후		
귀무가설	F값	P값	귀무가설	F값	P값	귀무가설	F값	P값
CPI ⇒ CD	0.55401	0.5754	IP ⇒ FFR	0.17884	0.8365	IP ⇒ FFR	0.75411	0.4723
CD ⇒ CPI	2.74016*	0.0665	FFR ⇒ IP	0.39736	0.6732	FFR ⇒ IP	22.3594***	0.0000
FFR ⇒ CD	4.36477**	0.0137	HP_S ⇒ FFR	0.04271	0.9582	HP_S ⇒ FFR	3.13985**	0.0464
CD ⇒ FFR	1.30749	0.2724	FFR ⇒ HP_S	0.84175	0.4340	FFR ⇒ HP_S	4.07711**	0.0190
HP_S ⇒ CD	7.14979***	0.0010	CD ⇒ FFR	0.19685	0.8216	CD ⇒ FFR	0.30850	0.7350
CD ⇒ HP_S	0.06150	0.9404	FFR ⇒ CD	0.05341	0.9480	FFR ⇒ CD	22.149***	0.0000
IP ⇒ CD	22.0881***	0.0000	CPI ⇒ FFR	0.41793	0.6596	CPI ⇒ FFR	0.11284	0.8934
CD ⇒ IP	5.3431***	0.0054	FFR ⇒ CPI	2.15695	0.1211	FFR ⇒ CPI	2.79552*	0.0645
LNM1 ⇒ CD	0.67005	0.5126	LNM1 ⇒ FFR	1.64525	0.1982	LNM1 ⇒ FFR	2.29736	0.1043
CD ⇒ LNM1	10.9671***	0.0000	FFR ⇒ LNM1	1.33976	0.2667	FFR ⇒ LNM1	7.94106***	0.0005
FFR ⇒ CPI	0.91801	0.4007	HP_S ⇒ IP	1.08307	0.3426	HP_S ⇒ IP	1.96261	0.1443
CPI ⇒ FFR	1.61183	0.2016	IP ⇒ HP_S	1.84134	0.1641	IP ⇒ HP_S	1.29824	0.2763
HP_S ⇒ CPI	0.68725	0.5039	CD ⇒ IP	1.18361	0.3105	CD ⇒ IP	5.53926***	0.0048
CPI ⇒ HP_S	3.09358**	0.0471	IP ⇒ CD	7.99975***	0.0006	IP ⇒ CD	17.1544***	0.0000
IP ⇒ CPI	0.31512	0.7300	CPI ⇒ IP	4.27474**	0.0166	CPI ⇒ IP	1.60810	0.2039
CPI ⇒ IP	5.94643***	0.0030	IP ⇒ CPI	1.14485	0.3225	IP ⇒ CPI	0.19215	0.8254
LNM1 ⇒ CPI	2.87045*	0.0586	LNM1 ⇒ IP	0.58310	0.5601	LNM1 ⇒ IP	3.53099**	0.0319
CPI ⇒ LNM1	0.59059	0.5548	IP ⇒ LNM1	0.64825	0.5252	IP ⇒ LNM1	6.3284***	0.0023
HP_S ⇒ FFR	0.15215	0.8589	CD ⇒ HP_S	1.60494	0.2061	CD ⇒ HP_S	0.47741	0.6214
FFR ⇒ HP_S	0.41364	0.6617	HP_S ⇒ CD	4.17506**	0.0182	HP_S ⇒ CD	1.92565	0.1496
IP ⇒ FFR	0.65614	0.5198	CPI ⇒ HP_S	0.87819	0.4188	CPI ⇒ HP_S	2.08346	0.1283
FFR ⇒ IP	16.6743***	0.0000	HP_S ⇒ CPI	0.48989	0.6142	HP_S ⇒ CPI	0.14677	0.8636
LNM1 ⇒ FFR	3.87731**	0.0220	LNM1 ⇒ HP_S	0.13608	0.8729	LNM1 ⇒ HP_S	4.13285**	0.0180
FFR ⇒ LNM1	5.76928***	0.0036	HP_S ⇒ LNM1	9.34421***	0.0002	HP_S ⇒ LNM1	3.90366**	0.0224
IP ⇒ HP_S	2.17880	0.1154	CPI ⇒ CD	0.02692	0.9734	CPI ⇒ CD	1.18789	0.3079
HP_S ⇒ IP	0.43297	0.6491	CD ⇒ CPI	1.84693	0.1632	CD ⇒ CPI	3.19098**	0.0441
LNM1 ⇒ HP_S	0.83191	0.4364	LNM1 ⇒ CD	0.09059	0.9135	LNM1 ⇒ CD	0.38003	0.6845
HP_S ⇒ LNM1	14.007***	0.0000	CD ⇒ LNM1	5.57849***	0.0051	CD ⇒ LNM1	9.49673***	0.0001
LNM1 ⇒ IP	1.40658	0.2470	LNM1 ⇒ CPI	1.81738	0.1679	LNM1 ⇒ CPI	3.40454**	0.0360
IP ⇒ LNM1	1.86454	0.1572	CPI ⇒ LNM1	1.10651	0.3348	CPI ⇒ LNM1	2.77635*	0.0657

주: * < 0.1, ** < 0.05, *** < 0.01

금융위기 후 서울 주택가격 순환변동에 대하여 미국 기준금리와 통화량의 영향이 커진 것으로 유추해 볼 수 있다. 그리고 변수 중 주택가격과 1% 유의수준 내에서 강한 그랜저 인과관계가 있는 변수는 없었다.

<표 8>은 6대 광역시 주택가격 순환변동에 대한 그랜저 인과관계 검정 결과이다. 6대 광역시 주택가격 순환변동에 대하여 그랜저 인과관계를 나타내는 변수는 다음과 같았다. 전체 기간에는 해당하는 변수가 없었고 금융위기 전에는 CD금리(CD)가 5% 유의수준 내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 금융위기 후에는 미국 기준금리(FFR)가 5% 유의수준 내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났고 통화량

(LNM1)이 10% 유의수준 내에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 위 결과를 통해 6대 광역시 주택가격 순환변동에 대하여 금융위기 전에는 CD금리의 영향이 컸고 금융위기 후에는 미국 기준금리와 통화량의 영향이 커진 것으로 유추해 볼 수 있다. 그리고 변수 중 주택가격과 1% 유의수준 내에서 강한 그랜저 인과관계가 있는 변수는 없었다.

그랜저 인과관계 검정 결과를 정리하면 금융위기 전에는 CD금리가 6대 광역시 주택가격 순환변동에 영향을 미쳤고 금융위기 후에는 미국 기준금리와 통화량이 서울 및 6대 광역시의 주택가격 순환변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 8> 6대 광역시 주택가격 순환변동 그랜저 인과관계 검정 결과

전체 기간			금융위기 전			금융위기 후		
귀무가설	F값	P값	귀무가설	F값	P값	귀무가설	F값	P값
FFR $\Rightarrow$ CD	4.36477**	0.0137	CD $\Rightarrow$ FFR	0.19685	0.8216	CD $\Rightarrow$ FFR	0.3085	0.7350
CD $\Rightarrow$ FFR	1.30749	0.2724	FFR $\Rightarrow$ CD	0.05341	0.9480	FFR $\Rightarrow$ CD	22.149***	0.0000
CPI $\Rightarrow$ CD	0.55401	0.5754	LNM1 $\Rightarrow$ FFR	1.64525	0.1982	CPI $\Rightarrow$ FFR	0.11284	0.8934
CD $\Rightarrow$ CPI	2.74016*	0.0665	FFR $\Rightarrow$ LNM1	1.33976	0.2667	FFR $\Rightarrow$ CPI	2.79552*	0.0645
LNM1 $\Rightarrow$ CD	0.67005	0.5126	IP $\Rightarrow$ FFR	0.17884	0.8365	LNM1 $\Rightarrow$ FFR	2.29736	0.1043
CD $\Rightarrow$ LNM1	10.9671***	0.0000	FFR $\Rightarrow$ IP	0.39736	0.6732	FFR $\Rightarrow$ LNM1	7.94106***	0.0005
IP $\Rightarrow$ CD	22.0881***	0.0000	CPI $\Rightarrow$ FFR	0.41793	0.6596	IP $\Rightarrow$ FFR	0.75411	0.4723
CD $\Rightarrow$ IP	5.34313***	0.0054	FFR $\Rightarrow$ CPI	2.15695	0.1211	FFR $\Rightarrow$ IP	22.3594***	0.0000
HP_6M $\Rightarrow$ CD	4.80484***	0.0090	HP_6M $\Rightarrow$ FFR	0.95445	0.3886	HP_6M $\Rightarrow$ FFR	0.47197	0.6248
CD $\Rightarrow$ HP_6M	0.46654	0.6277	FFR $\Rightarrow$ HP_6M	1.24546	0.2923	FFR $\Rightarrow$ HP_6M	3.24004**	0.0421
CPI $\Rightarrow$ FFR	1.61183	0.2016	LNM1 $\Rightarrow$ CD	0.09059	0.9135	CPI $\Rightarrow$ CD	1.18789	0.3079
FFR $\Rightarrow$ CPI	0.91801	0.4007	CD $\Rightarrow$ LNM1	5.57849***	0.0051	CD $\Rightarrow$ CPI	3.19098**	0.0441
LNM1 $\Rightarrow$ FFR	3.87731**	0.0220	IP $\Rightarrow$ CD	7.99975***	0.0006	LNM1 $\Rightarrow$ CD	0.38003	0.6845
FFR $\Rightarrow$ LNM1	5.76928***	0.0036	CD $\Rightarrow$ IP	1.18361	0.3105	CD $\Rightarrow$ LNM1	9.49673***	0.0001
IP $\Rightarrow$ FFR	0.65614	0.5198	CPI $\Rightarrow$ CD	0.02692	0.9734	IP $\Rightarrow$ CD	17.1544***	0.0000
FFR $\Rightarrow$ IP	16.6743***	0.0000	CD $\Rightarrow$ CPI	1.84693	0.1632	CD $\Rightarrow$ IP	5.53926***	0.0048
HP_6M $\Rightarrow$ FFR	1.22652	0.2951	HP_6M $\Rightarrow$ CD	4.29744**	0.0163	HP_6M $\Rightarrow$ CD	2.0946	0.1270
FFR $\Rightarrow$ HP_6M	0.88469	0.4142	CD $\Rightarrow$ HP_6M	3.23243**	0.0437	CD $\Rightarrow$ HP_6M	1.34221	0.2646
LNM1 $\Rightarrow$ CPI	2.87045*	0.0586	IP $\Rightarrow$ LNM1	0.64825	0.5252	LNM1 $\Rightarrow$ CPI	3.40454**	0.0360
CPI $\Rightarrow$ LNM1	0.59059	0.5548	LNM1 $\Rightarrow$ IP	0.5831	0.5601	CPI $\Rightarrow$ LNM1	2.77635*	0.0657
IP $\Rightarrow$ CPI	0.31512	0.7300	CPI $\Rightarrow$ LNM1	1.10651	0.3348	IP $\Rightarrow$ CPI	0.19215	0.8254
CPI $\Rightarrow$ IP	5.94643***	0.0030	LNM1 $\Rightarrow$ CPI	1.81738	0.1679	CPI $\Rightarrow$ IP	1.6081	0.2039
HP_6M $\Rightarrow$ CPI	0.45365	0.6358	HP_6M $\Rightarrow$ LNM1	2.16023	0.1208	HP_6M $\Rightarrow$ CPI	2.565*	0.0805
CPI $\Rightarrow$ HP_6M	1.24641	0.2894	LNM1 $\Rightarrow$ HP_6M	0.10649	0.8991	CPI $\Rightarrow$ HP_6M	0.36654	0.6938
IP $\Rightarrow$ LNM1	1.86454	0.1572	CPI $\Rightarrow$ IP	4.27474**	0.0166	IP $\Rightarrow$ LNM1	6.3284***	0.0023
LNM1 $\Rightarrow$ IP	1.40658	0.2470	IP $\Rightarrow$ CPI	1.14485	0.3225	LNM1 $\Rightarrow$ IP	3.53099**	0.0319
HP_6M $\Rightarrow$ LNM1	2.64628*	0.0729	HP_6M $\Rightarrow$ IP	0.91785	0.4028	HP_6M $\Rightarrow$ LNM1	0.76565	0.4670
LNM1 $\Rightarrow$ HP_6M	1.06488	0.3464	IP $\Rightarrow$ HP_6M	0.20727	0.8132	LNM1 $\Rightarrow$ HP_6M	2.38807*	0.0955
HP_6M $\Rightarrow$ IP	0.18999	0.8271	HP_6M $\Rightarrow$ CPI	1.77197	0.1754	HP_6M $\Rightarrow$ IP	0.71154	0.4927
IP $\Rightarrow$ HP_6M	0.03926	0.9615	CPI $\Rightarrow$ HP_6M	1.61723	0.2037	IP $\Rightarrow$ HP_6M	0.20204	0.8173

주: * < 0.1, ** < 0.05, *** < 0.01

4) 충격 반응 함수

미국 기준금리(FFR), CD금리(CD), 통화량(M1), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 주택가격(HP)의 6개 변수에 대한 충격반응함수 분석을 실시하였다. 각 변수들은 HP필터를 통하여 분리한 안정적인 시계열의 순환변동 자료를 활용하였다. 분석대상 기간은 전체 기간, 금융위기 전, 금융위기 후 3가지로 나누어 분석하였고 주택가격 순환변동은 서울 및 6대 광역시로 나누었다. 충격 후 50개월간의 반응을 분석하였다.

<그림 4>는 CD금리 변동에 대한 주택가격 순환변동의 충격반응함수 결과이다. 위 3개 그래프는 CD금리 변동이 서울 주택가격 순환변동에 미친 영향으로 금융위기 전에는 약 13개월 동안 양(+)의 충격을 나타낸 후 사라졌으나 금융 위기 후에는 시간 변동에 따라 양(+)과 음(-)의 충격이 번갈아 나타났고 그 크기는 매우 약했다. 아래 3개 그래프는 CD금리 변동이 6대 광역시 주택가격 순환변동에 미친 영향으로 금융위기 전에는 약한 양(+)의 충격이 약 32개월간 나타났으나 금융위기 후에는 음(-)의 충격이 약 32개월 약하게 나타난 후 약한 양(+)의 충격으로 변환되어 18개월 이상 지속되었다.

따라서 HP필터 적용한 순환변동을 변수로 하여 충격반응함수 분석 결과 '금리 변동이 주택가격 순환변

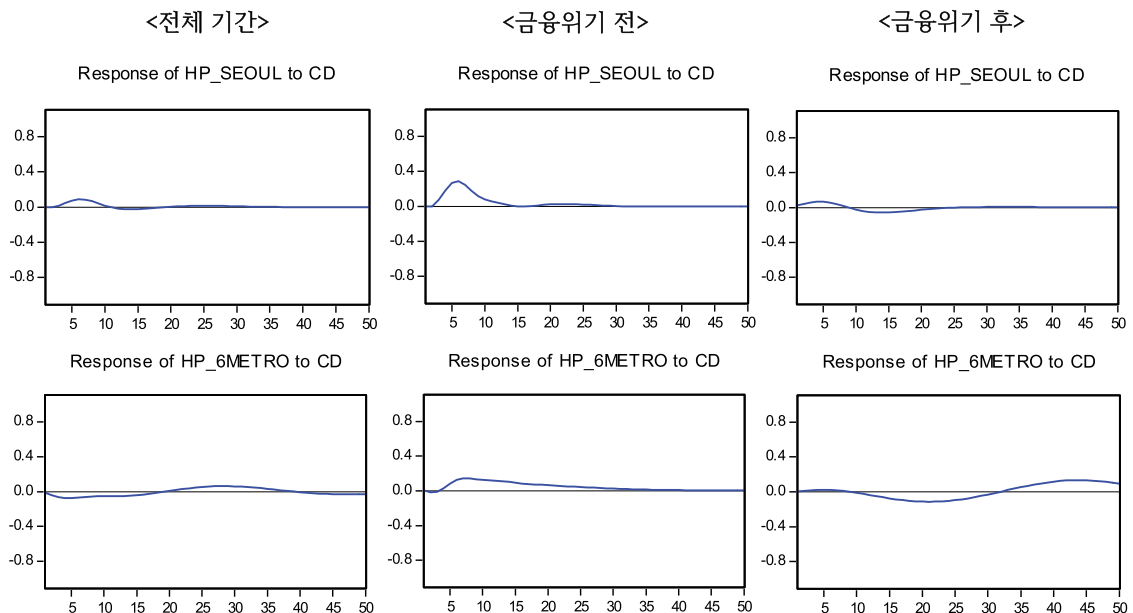
동에 음(-)의 영향을 미치지 않는다'는 연구 가설을 실증 분석하였다. 또한 그 충격이 금융위기 전에는 양(+)의 충격을 나타냈으나 금융위기 후에는 양(+)과 음(-)이 번갈아 나타났고 충격의 강도가 약해졌다.

앞서 진행한 그랜저 인과관계 검정 결과 CD금리는 서울 주택가격 순환변동에 영향을 미치지 않고 금융위기 전 6대 광역시 주택가격 순환변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 위 충격 반응 함수 결과와 그랜저 인과관계 검정 결과를 비교하면 금융위기 전 서울 주택가격 순환변동이 초반 13개월간 양(+)의 충격을 나타낸 부분을 제외하면 결과는 전반적으로 일치하였다.

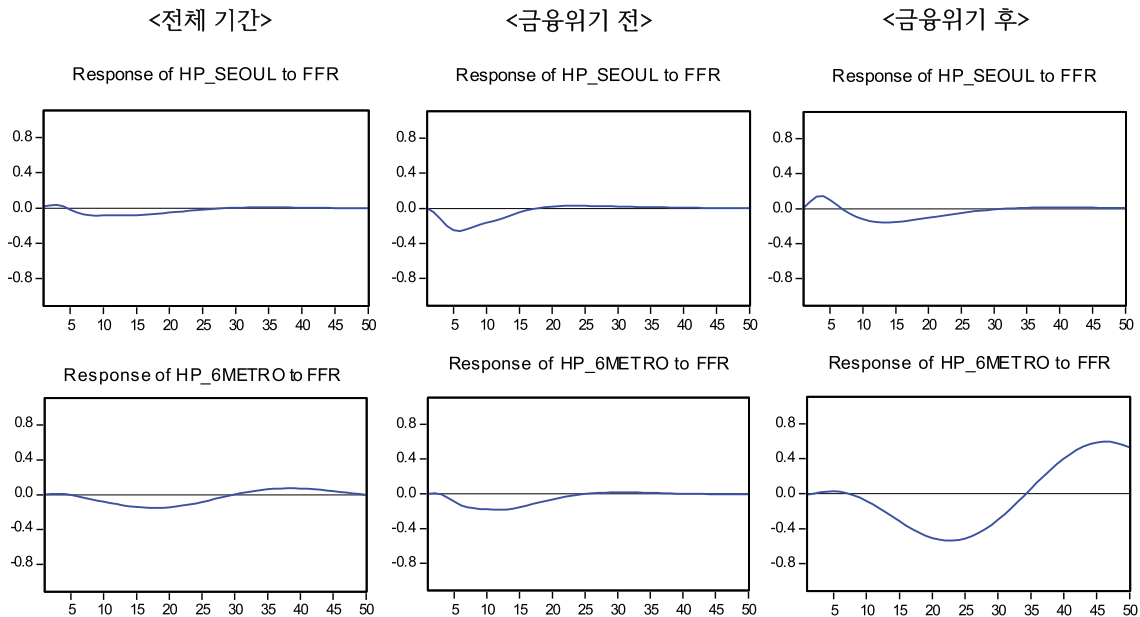
<그림 5>는 미국 기준금리 변동에 대한 주택가격 순환변동의 충격반응함수 결과이다. 위 3개 그래프는 미국 기준금리 변동이 서울 주택가격 순환변동에 미친 영향으로 금융위기 전에는 약 17개월간 약한 음(-)의 영향을 나타냈으나 금융위기 후에는 약한 양(+)과 음(-)의 충격이 번갈아 나타났다. 금융위기 전 CD금리에 대하여 주택가격 순환변동이 양(+)의 충격을 나타낸 것과는 상반된 결과이고 금융위기 후에는 유사한 결과를 나타냈다

아래 3개 그래프는 미국 기준금리 변동이 6대 광역시 주택가격 순환변동에 미친 영향으로 금융위기 전에는 약 25개월간 약한 음(-)의 충격을 나타냈으나 금융위기 후에는 강한 음(-)과 양(+)의 충격이 번갈아 나타났다.

<그림 4> CD금리 변동 대한 주택가격 순환변동의 충격반응함수



<그림 5> 미국 기준금리 변동에 대한 주택가격 순환변동의 충격반응함수



따라서 ‘미국 기준금리 변동이 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않는다’는 연구가설을 실증 분석하였다. 또한 금융위기 전에는 약한 음(-)의 충격을 나타냈으나 금융위기 후에는 양(+)과 음(-)이 번갈아 나타나 시기적으로 다른 결과를 나타냈고 서울보다 6대 광역시에 강하게 나타나 지역적으로도 다른 결과를 나타냈다.

앞서 진행한 그랜저 인과관계 검정 결과 미국 기준금리는 금융위기 후 서울 및 6대 광역시의 주택가격 순환변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 위 충격 반응 함수 결과와 그랜저 인과관계 검정 결과를 비교 시 금융위기 후 서울 주택가격 순환변동에 대한 충격이 상대적으로 약한 것을 제외하여 결과는 전반적으로 일치하였다.

금리 관련 충격반응함수 결과를 정리하면 금융위기 전에는 금리 변동에 대한 주택가격 순환변동의 영향이 크지 않았으나 금융위기 후 미국 기준금리의 영향이 확대되었다. 금융위기 후 미국 기준금리 변동에 따른 서울 주택가격 순환변동은 약한 양(+)과 음(-)의 영향을 받은 반면 6대 광역시 주택가격 순환변동은 강한 음(-)과 양(+)의 영향을 받아 그 영향이 서울과 6대 광역시에서 다르게 나타났다.

그리고 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수가 주택가격 순환변동에 미치는 영향은 다음과 같다.

부록 <그림 A>는 전체 변수들이 서울 주택가격 순환변동에 미친 충격반응함수 결과로 가장 큰 영향을 미친 변수는 서울 주택가격 순환변동 자체로 강한 양(+)의 충격을 나타냈다. 금융위기 전에는 산업생산지수 양(+), CPI 음(-), LNM1 양(+)과 음(-)의 충격을 나타냈고 금융위기 후에는 산업생산지수, CPI의 충격은 감소하고 LNM1의 충격이 양(+)으로 전환되었다.

부록 <그림 B>는 전체 변수들이 6대 광역시 주택가격 순환변동에 미친 충격반응함수 결과로 가장 큰 영향을 미친 변수는 6대 광역시 주택가격 순환변동 자체로 강한 양(+)의 충격을 나타냈다. 금융위기 전에는 산업생산지수 양(+), CPI 음(-), LNM1 양(+)과 음(-)의 충격을 나타냈고 금융위기 후에는 산업생산지수, CPI, LNM1 모두 양(+)과 음(-)의 충격이 번갈아 나타났고 그중 LNM1의 충격이 증가했다.

5) 분산 분해

<표 9>는 전체 기간, 금융위기 전·후의 서울 및 6대 광역시 주택가격 순환변동에 대한 분산분해 결과이다. 서울 주택가격 순환변동에 대한 분산분해 결과 주택가격 순환 변동 자체가 가장 높은 설명력을 나타냈고 금융위기 전·후 미국 기준금리와 통화량의 설명력은 증가했으나 CD금리, 산업생산지수, 소비자물가지수의

<표 9> 주택가격 순환변동에 대한 분산분해 결과

구분	서울 (단위: %)								
	전체 기간			금융위기 전			금융위기 후		
	10기	30기	50기	10기	30기	50기	10기	30기	50기
FFR	1.02	2.80	2.81	6.14	6.69	6.71	5.35	15.93	16.01
CD	0.88	0.97	0.97	5.24	5.00	5.00	1.27	2.21	2.22
LNMI	0.57	0.92	0.94	0.64	1.01	1.02	5.56	7.93	7.97
IP	14.19	14.09	14.11	10.11	12.59	12.60	2.01	1.79	1.79
CPI	7.09	7.27	7.27	6.26	6.47	6.47	1.42	1.22	1.22
HP_SEOUL	76.25	73.95	73.90	71.60	68.25	68.20	84.38	70.93	70.79

구분	6대 광역시								
	전체 기간			금융위기 전			금융위기 후		
	10기	30기	50기	10기	30기	50기	10기	30기	50기
FFR	0.46	5.27	5.89	11.56	19.30	19.00	0.17	15.62	17.20
CD	1.10	1.49	1.73	7.89	11.23	11.18	0.03	0.66	0.85
LNMI	5.35	7.29	8.07	0.06	3.24	3.19	10.41	12.91	14.65
IP	12.61	13.63	13.30	3.37	8.99	9.16	3.40	2.80	2.65
CPI	0.23	0.57	0.64	9.39	7.31	7.40	0.64	0.53	0.48
HP_6METRO	80.25	71.75	70.37	67.74	49.94	50.07	85.35	67.48	64.17

설명력은 감소했다.

서울 주택가격 순환변동 자체 설명력은 금융위기 전 71.60%(10기)~68.20%(50기)에서 금융위기 후 84.38%(10기)~70.79%(50기)로 가장 높은 설명력을 유지했고 미국 기준금리는 금융위기 전·후 6.14%(10기)~6.71%(50기)에서 5.35%(10기)~16.01%(50기)로, 통화량은 금융위기 전·후 0.64%(10기)~1.02%(50기)에서 5.56%(10기)~7.97%(50기)로 높아졌다. 그러나 CD금리는 금융위기 전·후 5.24%(10기)~5.00%(50기)에서 1.27%(10기)~2.22%(50기)로 산업생산지수는 금융위기 전·후 10.11%(10기)~12.60%(50기)에서 2.01%(10기)~1.79%(50기)로 소비자물가지수는 금융위기 전·후 6.26%(10기)~6.47%(50기)에서 1.42%(10기)~1.22%(50기)로 감소했다.

6대 광역시 주택가격 순환변동에 대한 분산분해 결과 주택가격 순환변동 자체가 가장 높은 설명력을 나타냈고 금융위기 전·후 미국 기준금리의 설명력은 다소 감소했으나 여전히 주택가격 순환변동 다음으로 높은 설명력을 갖고 있다. 통화량의 설명력은 급증했고 CD금리, 산업생산지수, 소비자물가지수의 설명력은 감소했다.

6대 광역시 주택가격 순환변동 자체 설명력은 금융위기 전 67.74%(10기)~50.07%(50기)에서 금융위기 후 85.35%(10기)~64.17%(50기)로 높아졌다. 미국 기준

금리 설명력은 금융위기 전·후 11.56%(10기)~19.00%(50기)에서 0.17%(10기)~17.20%(50기)로 소폭 낮아졌고 통화량은 금융위기 전·후 0.06%(10기)~3.19%(50기)에서 금융위기 후 10.41%(10기)~14.65%(50기)로 급증했다. 그러나 CD의 설명력은 금융위기 전·후 7.89%(10기)~11.18%(50기)에서 0.03%(10기)~0.85%(50기)로, 소비자물가지수의 설명력은 금융위기 전·후 9.39%(10기)~7.40%(50기)에서 0.64%(10기)~0.48%(50기)로 급격하게 감소했다. 또한 산업생산지수의 설명력은 금융위기 전·후 3.37%(10기)~9.16%(50기)에서 3.40%(10기)~2.65%(50기)로 낮아졌다.

분산분해 결과를 정리하면 서울 및 6대 광역시 주택가격 순환변동은 자체 설명력이 가장 높고 금융위기 후 미국 기준금리와 통화량이 다음으로 높은 설명력을 나타냈으며 CD금리, 산업생산지수, 소비자물가지수의 설명력은 감소했다.

6) 영향 과정 검토

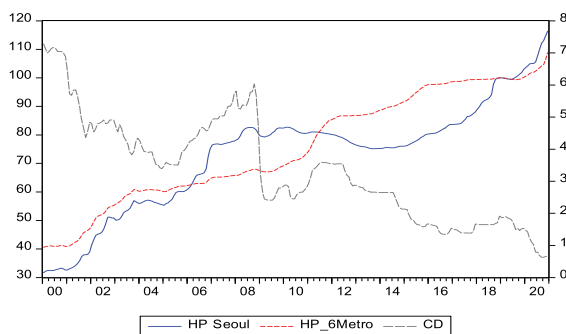
위 실증분석 결과를 요약하면 국내 CD금리 변동이 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않거나 그 영향이 제한적이었고 미국 기준금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향은 서울보다 6대 광역시에서 강하게 나타났다.

그러나 모형을 활용한 실증분석 연구 특성상 금리 변동이 주택가격 순환변동에 영향을 미치는 과정에 대한 설명없이 변수와 분석결과로 나타났다. 따라서 그 영향 과정을 아래와 같이 시계열 그래프를 비교 서술하여 보완하고자 한다.

첫째, 충격반응함수 결과 CD금리 변동에 대하여 주택가격 순환변동은 음(-)의 영향을 미치지 않거나 영향이 제한적이었는데 정부의 안정적인 담보대출 규제 정책으로 금리인상의 충격이 주택가격 하락으로 이어지지 않았기 때문이다.

<그림 6>은 서울 및 6대 광역시 주택가격과 CD금리의 시계열 자료이다. 전체 기간 동안의 추세를 보면 음(-)의 상관관계를 나타내지만 2005~2008년, 2010~2011년 등 특정 기간으로 한정하면 음(-)의 상관관계가 아닌 것으로 나타났다.

<그림 6> 주택가격과 CD금리 시계열



금리와 주택가격은 장기적으로 음(-)의 관계를 갖는 것이 일반적이거나 거시경제 환경 변화, 주택 수요·공급, 정책 등에 따라 특정기간 동안 음(-)이 아닌 경우가 발생할 수 있다.

금리와 주택가격이 음(-)의 상관 관계를 갖게 하는 대표적인 경로는 금리 변동이 미래 기대소득의 현재가치에 영향을 미치는 자산가격 경로와 대출 이자 증가로 인한 차입자의 신용하락이 주택 가격에 영향을 미치는 신용경로이다. 그런데 월세 비중 대비 자가 및 전세(반전세)의 비중이 큰 국내 주택시장 특성상 자산가격 경로보다 신용경로와 관련된 주택 담보대출 규제 정책을 중심으로 살펴보겠다.

<표 10>은 2000년부터 2020년까지의 주택담보대출 규제로 LTV 규제, DTI 규제의 도입, 강화 및 완화를 시기별로 구분하였고 그 중 도입 및 강화는 음영으

로 표시하였다.

LTV는 2000년(김대중 대통령) 도입되어 초기 60%로 적용되다 2003년(노무현 대통령) 투기지역 등을 대상으로 40%로 강화 후 2007년 까지 유지되었다. 글로벌 금융위기 시점인 2008(이명박 대통령)년 이후 서울 주택가격이 하락·보합으로 안정화되자 전국 LTV를 70%로 상향(완화)하였으나 수도권은 50%~60%로 유지하였다. 2014년(박근혜 대통령) 수도권 LTV 제한을 풀어 전 지역 LTV를 70%로 상향(완화)하였다. 2017년(문재인 대통령) 규제지역의 LTV를 40%~60%로 낮췄고 이후 다주택자의 LTV 0% 적용, 9억원 초과 주택 담보대출 LTV 강화, 규제지역 추가 등의 강화 정책을 지속적으로 추진 중이다.

DTI는 2005년(노무현 대통령) 도입되어 초기 투기지역 대상 40%로 적용되다 2007년 투기과열지구 40~60%로 확대 되었다. 2008년(이명박 대통령) 이후 시장 상황에 따라 강남 3구 이외의 수도권 지역의 DTI를 40%~50% 범위에서 완화와 강화를 반복하였다. 2014년(박근혜 대통령) 수도권의 DTI를 60%로 일원화(완화)하였고 2017년(문재인 대통령) 조정대상지역, 투기과열지구 등 규제지역의 DTI를 40~50%로 강화 후 신 DTI 및 DSR 도입, 규제지역 추가지정 등의 강화 정책을 지속적으로 추진 중이다.

주택 담보대출 규제정책을 요약하면 2000년 LTV 도입, 2005년 DTI 도입 후 LTV는 50~70% 범위 내, DTI는 40~60% 범위 내에서 안정적으로 대출 규제를 유지하고 있다. 금융위기 이후인 2008~2016년 중 대출규제를 완화한 시기가 있긴 했으나 주요 대상인 서울 주택가격이 하락·보합 시기였고 LTV 70%, DTI 60% 이내를 유지하여 차주의 신용위험을 일으킬 수준은 아니었다. 따라서 정부의 안정적인 담보대출 규제 정책으로 금리 인상시 차주의 이자부담 증가가 주택가격 하락까지 이어지지 않아 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타내지 않은 것으로 판단된다.

둘째, 충격반응함수 결과 미국 기준금리 변동에 대하여 주택가격 순환변동은 음(-)의 영향을 미치지 않거나 제한적이었고 서울보다 6대 광역시에서 강하게 나타났다. 미국 기준금리가 국내 금리에 영향을 미쳐 위에 언급한 CD금리와 같이 음(-)이 아닌 결과를 나타냈고 환율 경로, 기대 경로를 통해 통화량에 영향을 미쳐 서울보다 통화량에 직접적인 영향을 받는 6대 광역시 주택가격이 더 강한 충격을 받은 것으로 나타났다.

<표 10> 주택담보대출 LTV, DTI(DSR) 규제

시기	LTV 규제	DTI(DSR) 규제	비고
2000.09	주택담보대출비율(LTV) 제도 도입		도입
2002.09	투기과열지구 LTV 60% 이내 제한		강화
2002.10	전 지역으로 LTV 60% 이내로 적용		강화
2003.06	투기지역 만기 3년내 LTV 50% 이내 적용		강화
2003.10	투기지역 만기 10년내 LTV 40% 이내 적용		강화
2004.03	만기 10년내 LTV 70% 이내 적용		완화
2005.06	투기지역 만기 10년, 6억원 초과시 LTV 40% 적용		강화
2005.08		투기지역 6억원 초과 아파트 DTI 40% 적용 도입	도입
2006.03		투기지역 6억 초과 아파트 DTI 40% 이내로 규제	강화
2006.11		수도권 투기과열지구 6억원 초과 아파트 DTI 적용 확대	강화
2007.01		기존 소유 아파트 담보대출에 대해서도 DTI 적용	강화
2007.02		투기과열지구 6억원 초과 아파트 DTI 40~60% 적용(은행권)	강화
2007.08		투기과열지구 6억원 초과 아파트 DTI 40~70% 적용(비은행권)	강화
2008.06	LTV 70%로 상향		완화
2008.11	수도권 투기지역 해제 LTV 60%로 상향	강남3구 이외 투기지역 해제(강남3구만 DTI 40%)	완화
2009.07	수도권 LTV 60%→50%로 강화		강화
2009.09		수도권 비투기지역 DTI 규제 확대 (서울 50%, 경기·인천 60%)	강화
2009.10	수도권 비은행 LTV 10%p 인하	수도권 DTI 도입	강화
2010.04		비강남권 DTI 규제 완화 (50%적용)	완화
2010.08		강남 3구를 제외한 지역의 DTI 규제 한시적 폐지(~2011.03)	완화
2011.03		강남3구 제외지역 DTI 규제 재적용	강화
2011.12		강남3구 투기과열지구 해제 (DTI 50% 적용)	완화
2012.05	수도권 전체 및 강남3구 LTV 50% 적용	수도권 전체 및 강남3구 DTI 50% 적용	완화
2012.08		40대 무주택 근로자, 은퇴자 DTI 규제 완화	완화
2013.04	생애최초구입자금 연말까지 LTV 70%	생애최초구입자금 연말까지 DTI 자율	완화
2014.07	LTV 70%로 일원화	수도권 DTI 60%로 일원화	완화
2017.06	조정대상지역 LTV 60% 적용	조정대상지역 DTI 50% 적용	강화
2017.08	투기과열지구 및 투기지역 LTV 40% 적용	투기과열지구 및 투기지역 DTI 40% 적용	강화
2017.10		주택담보대출 2건 이상 보유차주 DTI 산정시 기존 상환액 반영	강화
2018.01		다주택자 대상 신DTI 적용	강화
2018.09	다주택자 대상 LTV 0% 적용		강화
2018.10		DSR 규제 제1금융권 도입	도입
2019.06		DSR 규제 제2금융권 확대	강화
2019.12	시가 9억원 초과 주택 담보대출 LTV 강화	DSR 관리 강화	강화
2020.02	규제지역 추가지정	규제지역 추가지정	강화
2020.06	규제지역 추가지정	규제지역 추가지정	강화

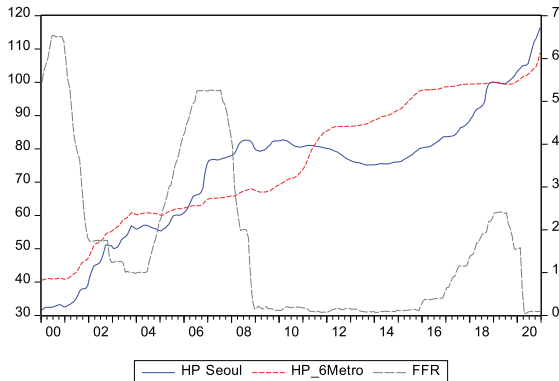
출처 : 김상엽 외(2020), p. 90, 김남현 외(2018), p. 27, 이태리(2018), p. 26, 신동진(2013), pp. 1999~2000, 국토교통부

<그림 7>은 서울 및 6대 광역시 주택가격과 미국 기준금리의 시계열자료이다. 전체 기간 동안의 추세를 보면 음(-)의 상관관계를 나타내나 2005~2007년, 2008~2016년, 2016~18년 등 일부시기에는 양(+) 또

는 음(-)의 상관관계가 아닌 것으로 나타났다.

미국 기준금리가 국내 주택가격에 영향을 미치는 경로는 국내 금리에 영향을 미치는 경로, 환율 변동으로

<그림 7> 주택가격과 미국 기준금리 시계열



인한 해외 자본의 유입·유출과 같은 환율 경로, 저금리, 양적완화 등 글로벌 유동성 증가 상황 하에서 자산가격 상승 기대에 따른 기대경로 등이다.

그 중 미국 기준금리가 국내 금리에 영향을 미치고 그 영향이 주택가격에 미치는 영향은 위 CD금리가 주택가격에 미치는 영향의 사례와 같다. 따라서 충격반응함수 분석결과 음(-)의 영향이 아니거나 제한적인 부분은 국내 금리를 통해 영향을 미치는 경로이다.

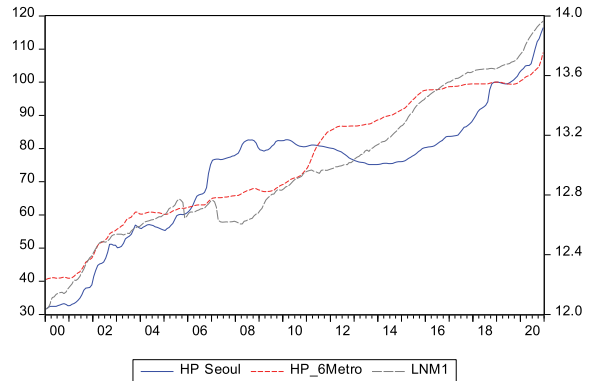
그런데 미국 기준금리가 주택가격에 미치는 영향과 국내 CD금리가 주택가격에 미치는 영향에 차이점이 있었는데 서울보다 6대 광역시에서 그 영향이 더 크게 나타났다는 점이다. 이 부분은 환율경로 또는 기대경로의 영향으로 추정된다.

환율경로를 통한 해외 자본의 유입·유출, 기대 경로를 통한 유동성 증가 등은 국내 통화량의 변화를 가져온다. 분산분해 결과에서도 주택가격 순환변동 자체가 가장 높은 설명력을 갖고 이어서 미국 기준금리, 통화량이 그 다음으로 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 서울 및 6대 광역시의 주택가격과 통화량 시계열 자료를 비교 서술하고자 한다.

<그림 8>은 서울 및 6대 광역시 주택가격과 통화량의 시계열자료이다. 6대 광역시 주택가격과 통화량은 전체 기간동안 유사한 형태로 상승한 반면 서울 주택가격은 2005~2008년 급등, 2009~2016년 보합·하락, 2017년 이후 상승하여 특정 기간 동안에는 통화량과 일치하지 않는 형태를 나타냈다.

이는 미국 기준금리가 환율경로, 기대경로를 통해 국내 통화량에 영향을 미치는 경우 그 영향이 서울보다 6대 광역

<그림 8> 주택가격과 통화량 시계열



시에 더 직접적으로 나타났다는 의미이다.

따라서 미국 기준금리의 영향을 정리하면 국내 금리경로를 통하여 영향을 미치는 경우에는 국내 CD 금리와 같은 영향을 미치고 환율 및 기대경로에 더 영향을 미치는 경우에는 통화량 변화를 통하여 영향을 미치는데 서울보다 6대 광역시에 더 직접적인 영향을 미쳐 6대 광역시 주택가격이 더 강한 충격을 받은 것으로 나타났다.

단, 본 연구는 금리 변동이 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치는 않는다는 것과 그 영향이 서울과 6대 광역시에서 다르게 나타났다는 것은 구조 벡터자기회귀모형을 활용한 실증분석으로 확인하였으나 그 영향 과정은 실증분석이 아닌 그래프 비교를 통한 서술적 분석으로 진행했다는 한계를 갖는다.

V. 결론

본 연구는 미국 기준금리를 벡터자기회귀 모형에 포함시킨 후 HP필터를 적용하여 금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 실증분석 하였다.

시간적 범위는 2000년 1월부터 2020년 12월까지 총 252개월간으로 전체 기간, 금융위기 전, 금융위기 이후 나누어 분석 후 비교하였고 변수는 미국 기준금리, CD금리, 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수, 서울 및 6대 광역시 주택가격의 순환변동 자료를 활용하였다.

구조 벡터자기회귀 모형을 활용하여 단위근 검정, 시차검정, 충격반응함수, 분산분해 실시 후 그랜저 인과관계 검정과 비교하여 도출한 결과는 다음과 같다.

첫째, 충격반응함수 결과 CD금리 변동에 대한 주택

가격 순환변동은 금융위기 전 양(+)의 상관관계를 나타냈으나 금융위기 후 음(-)과 양(+)이 약하게 나타났다. 따라서 CD금리 변동은 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않거나 그 영향이 제한적이었다.

둘째, 충격반응함수 결과 미국 기준금리 변동에 대한 주택가격 순환변동은 금융위기 전 음(-)의 상관관계를 나타냈으나 금융위기 후 음(-)과 양(+)이 번갈아 나타났고 서울보다 6대 광역시에서 강하게 나타났다. 따라서 미국 기준금리 변동은 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않거나 그 영향이 제한적이었다.

셋째, 충격반응함수 결과 금리 변동에 대한 주택가격 순환변동은 시기(금융위기 전·후)와 지역(서울, 6대 광역시)에 따라 다르게 나타났다.

넷째, 주택가격 순환변동의 분산분해 결과 주택가격 순환변동 자체가 가장 높은 설명력을 갖고 미국 기준금리, 통화량이 그 다음으로 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 반면 CD금리, 산업생산지수, 소비자물가지수의 설명력은 감소했다.

최근 한국은행은 기준금리를 인상했고 미국 Federal Reserve Board(이하 FRB)는 기준금리를 동결했다. 두 국가의 중앙은행이 다른 의사결정을 한 이유는 금리 결정시 주요 지표가 달랐기 때문으로 한국은행은 경기 회복세, 물가 상승 압력 및 금융 불균형 해소를 고려하여 금리를 인상했고, 미국 FRB는 고용지표 등 실물경제 상황과 코로나 델타변이 등의 불확실성을 고려하여 금리를 동결했다.

2021년 8월 26일 한국은행은 통화정책방향 관련 총재 기자회견담회에서 기준금리를 올리면 경제 주체의 차입비용이 높아지고 위험 선호 성향을 낮추게 됨으로 이를 통해 가계부채 증가와 주택가격 오름세를 둔화시키는 효과가 있을 것이라고 밝혔다. 추가로 주택가격에는 정부 주택정책, 주택 공급상황, 경제 주체들의 자산가격 기대 등 여러 요인이 얹혀 있어 통화정책 접근도 필요하지만 정부의 다른 정책이 효과적으로 같이 추진돼야 한다고 밝혔다. 또한 금리 결정은 경기, 물가, 금융 불균형 등을 종합적으로 검토하여 이루어지므로 주택가격 안정을 위한 금리 조정에는 부정적인 입장을 나타냈다.

본 연구의 실증분석 결과와 최근 한국은행의 기준금리 인상을 종합하여 도출한 본 연구의 의의는 다음과 같다.

추세를 벗어나는 금리 변동이 주택가격에 미치는 영향은 양(+) 또는 음(-)으로 나타날 수 있고 그 크기는 제한적이며 설명력도 낮았다. 최근 한국은행은 금리를 인상하며 신용경

로를 통해 주택가격이 안정화 되기를 기대했지만 자산가격 상승에 대한 기대경로, 해외 자본 유입의 환율경로 등을 통하여 주택가격이 상승할 가능성도 있다.

따라서 한국은행은 금리 결정시 경기, 물가, 고용, 코로나 등 실물경제 상황과 리스크를 고려하여 결정하되 금리 변동이 주택가격에 미치는 경로를 지속적으로 모니터링하여 금리 변동 결정시 주택가격에 미치는 영향을 고려할 필요가 있다. 또한 정부의 주택 담당자는 정책 수립시 주택 공급, 대출 규제, 분양 규제, 조세 정책 외에 미국 FRB 및 한국은행의 통화정책이 주택가격에 영향을 미치는 경로를 감안하여 한국은행의 통화정책과 궤를 같이하는 주택 정책을 수립해야 정책의 효과를 극대화 할 수 있다.

본 연구는 금리 변동이 주택 가격 순환변동에 미치는 영향을 실증분석 하였으나 그 영향이 미치는 과정은 시계열 그래프를 비교 서술했다는 한계를 갖는다. 특히 금융위기 이후 영향이 확대되고 있는 미국 통화정책(금리, 통화량)이 국내 금리 및 통화량 변동을 통해 주택가격에 영향을 미치는 경로에 대해서는 보다 정밀한 분석이 필요하며 이 부분은 추후 과제로 남겨둔다.

논문접수일 : 2021년 6월 17일

논문심사일 : 2021년 6월 25일

게재확정일 : 2021년 8월 18일

참고문헌

- 강민석 · 조주현, “주택경기 순환주기 분석”, 『주택연구』 제13권 제3호, 2005, pp. 69-95
- 금기조 · 김병량, “VECM을 이용한 수신금리와 대출금리가 주택매매가격지수에 미치는 영향”, 『글로벌경영학회』 제12권 제2호, 2015, pp. 181-198
- 김경민, “통화정책 및 실물금융변수와 주택가격간 동학적 상관관계 분석”, 『부동산학보』 제70권, 2017, pp. 206-220
- 김남현 · 장한익, “금리가 주택가격에 미치는 영향과 요인”, 『주택금융연구』 제2권, 2018, pp. 5-39
- 김문성 · 배형, “주택가격지수의 순환주기변동과 거시경제변수의 영향 분석”, 『부동산연구』 제25권 제3호, 2015, pp. 7-25
- 김상엽 · 엄수원 · 윤만식, “주택금융규제정책이 공동주택가격에 미치는 영향 연구”, 『부동산학보』 제81권 제1호, 2020, pp. 87-102
- 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매 · 전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석”, 『경제학연구』 제60권 제3호, 2012, pp. 127-153
- 김중규 · 정동준, “유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석”, 『주택연구』 제20권 제1호, 2011, pp. 105-125
- 문규현, “금리변화가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 『금융공학연구』 제18권 제1호, 2019, pp. 1-20
- 문권순, “벡터자기회귀(VAR)모형의 이해”, 『통계분석연구』 제2권 제1호, 1997, pp. 23-56
- 박승록, 『Stata를 이용한 응용계량경제학』, 박영사, 2020
- 배진성 · 구재은, “통화정책과 주택가격의 동학적 관계 : SVAR 모형에 의한 분석”, 『산업경제연구』 제27권 제5호, 2014, pp. 1897-1917
- 손종철, “통화정책 및 실물 금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석”, 『경제학연구』 제58권 제2호, 2010, pp. 179-219
- 송인호, “주택시장과 거시경제의 관계”, 『부동산 도시연구』 제8권 제1호, 2015, pp. 47-65
- 신동진, 이영환, “대출규제가 가계대출에 미치는 영향 분석”, 『산업경제연구』 제246 제5호, 2013, pp. 1995-2016
- 엄근용 · 진창하, “유동성의 변동이 주택가격 변동성에 미치는 영향”, 『주택연구』 제24권 제4호, 2016, pp. 5-28
- 이근영 · 김남현, “금리와 주택가격”, 『경제학연구』 제64권 제4호, 2016, pp. 45-82
- 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제 : SVAR분석”, 『부동산학연구』 제14권 제3호, 2008, pp. 129-147
- 이용혁 · 신승우, “주택시장을 통한 통화정책 전달경로 분석 : SVAR 접근”, 『부동산 도시연구』 제13권 제1호, 2020, pp. 25-45
- 이태리 · 김태환, “주택담보대출 규제 변화에 따른 가구별 차입계약 영향 분석”, 『부동산 분석』 제4권 제2호, 2018, pp. 21-43
- 이태리 · 송인호, “통화정책의 주택시장 파급경로 연구”, 『주택연구』 제23권 제3호, 2015, pp. 31-62
- 이태리 · 조정희, “미국 금리 인상의 한국 주택시장 파급효과 연구”, 『주택연구』 제24권 제4호, 2016, pp. 29-54
- 임대봉, “주택시장의 대출규제(LTV,DTI)와 주택가격, 그리고 가계부채에 관한 연구”, 『국토계획』 제48권 제3호, 2013, pp. 361-381
- 장영길, “저금리가 주택가격을 상승시키는가?”, 『부동산학연구』 제23권 제1호, 2017, pp. 39-48
- 전해정, “유동성 관련 변수가 주택가격에 미치는 영향 및 정책적 시사점”, 『한국경제지리학회지』 제15권 제4호, 2012, pp. 585-600
- 전해정, “서울시 주택매매가격 순환주기변동에 거시경제변수가 미치는 영향”, 『부동산학보』 제77권 제1호, 2019, pp. 109-121
- 조하현, “우리나라 경기변동현상의 특성과 연구과제 : Hodrick - Prescott 필터에 의한 분석”, 『경제학연구』 제39권 제2호, 1991, pp. 285-313
- 최윤영 · 김지현 · 조경철, “SVAR 모형을 이용한 대출금리, 주택소비심리 주택시장 간의 파급효과 분석”, 『국토연구』 제95권, 2017, pp. 3-20
- 최희갑, “주택가격과 거시경제 : 구조적 VEC모형”, 『국토연구』 제79권, 2013, pp. 91-109
- 허종만 · 이영수, “이자율 변동의 주택시장 파급효과 분석”, 『부동산분석』 제4권 제1호, 2018, pp. 55-70
- Aoki, Kosuke, James Proudman, Gertjan Vlieghe, “House as collateral: Has the link between house prices and consumption in the UK changed?,” *Economic Policy Review*, Vol. 8 No. 1, 2002, pp. 163-177
- Dokko, Jane, Brian M. Doyle, Michael T. Kiley, Jinill Kim, Shane Sherlund, Jae Sim and Skander Van Den Heuvel, “Monetary policy and the global housing bubble,” *Economic Policy*, Vol. 26 No. 66, 2011, pp. 233-283
- Elbourne, Adam, “The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism,” *Journal of housing economics*, Vol. 17, 2008, pp. 65-87
- Giuliodori, Massimo, “The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries,” *Scottish Journal of Political economy*, Vol. 52 No. 4, 2005, pp. 519-543
- Glaser, Edward L., Joshua D. Gottlieb, Joseph Gyourko, “Can Cheap Credit Explain the Housing Boom?,” *National Bureau of economic research*, Vol. 11-1, 2013, pp. 301-359
- Iacoviello, Matteo, Raoul Minetti, “The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the housing Market,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, 2006, pp. 69-96
- Shi, Song, Jyh-Bang Jou, David Tripe, “Can Interest rate really control house price? Effectiveness and

- implications for macro prudential policy,” *Journal of Banking & Finance*, Vol. 47, 2014, pp. 15-28
38. Vargas-Silva, Carlos, “Monetary policy and the US housing market: A VAR analysis imposing sign restrictions,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, 2008, pp. 977-990
39. 국토교통부 보도자료, http://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/1st.jsp
40. 한국은행 경제통계시스템, <https://ecos.bok.or.kr/>
41. KB국민은행 리브부동산 KB통계, <https://onland.kbstar.com/quics?page=C060741>
42. Federal Reserve Bank of St.Louis FRED Economic Data, <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>

<국문요약>

금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향

김 재 윤 (Kim, Jae Yoon)

최 창 규 (Choi, Chang Gyu)

2008년 금융위기 후 금리와 주택가격 관련 연구에 변화가 일어났다. 금융위기 전에 발표된 연구들에서는 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타내었으나 금융위기 이후 발표된 연구에서는 금리와 주택가격의 상관관계가 음(-)이 아니거나 상호 독립적이라는 결과가 나타났다. 그러나 최근 HP필터를 활용하여 순환변동을 변수로 활용한 연구 및 미국 기준금리를 모형에 포함시킨 연구들의 결과는 여전히 금리가 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

따라서 본 연구는 미국 기준금리를 구조 벡터자기회기 모형에 포함시킨 후 HP필터를 적용하여 금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 실증분석 하였다. 시간적 범위는 2000년 1월부터 2020년 12월로 전체 기간, 금융위기 전, 금융위기 후로 나누어 분석하였고 변수는 미국 기준금리, CD금리, 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수, 서울 및 6대 광역시 주택가격의 순환변동 자료를 활용하였다.

분석결과는 다음과 같다. 첫째, CD금리 변동은 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않거나 그 영향이 제한적이다. 둘째, 미국 기준금리 변동은 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않거나 제한적이다. 셋째, 금리 변동에 대한 주택가격 순환변동은 시기(금융위기 전·후)와 지역(서울, 6대 광역시)에 따라 다르게 나타났다. 넷째, 주택가격 순환변동의 분산분해 결과 주택가격 순환변동 자체가 가장 높은 설명력을 갖고 미국 기준금리, 통화량이 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

주 제 어 : 금리, 주택가격, 순환변동, 구조벡터자기회귀모형, HP필터

<부록>

<부록 A> 구조 벡터자기회귀 모형

Sims는 만약 여러 변수들 사이에 연립성이 있다면 이 변수들은 내생변수와 외생변수의 구분 없이 모두 같은 방법으로 취급되어야 한다고 주장하며 벡터자기회귀 모형을 도입하였다. 시계열 자료 Y_t 가 현재와 과거의 X_t 값의 영향을 받고 동시에 시계열 자료 X_t 도 현재와 과거의 Y_t 의 영향을 받는다면 두 변수의 관계를 수식으로 정리하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_{10} - \beta_{12}X_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}X_{t-1} + u_{yt} \\ X_t &= \beta_{20} - \beta_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}X_{t-1} + u_{xt} \end{aligned} \quad \text{식 (A)}$$

X_t, Y_t 모두 안정적인 시계열자료이고 u_{yt}, u_{xt} 는 서로 상관되지 않은 오차항이다. 위 식 (A)을 행렬로 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{bmatrix} \quad \text{식 (B)}$$

위 모형에서 Y_t 는 과거시점인 X_{t-1} 뿐만 아니라 현재 시점인 X_t 의 영향을 받고 X_t 도 과거시점인 Y_{t-1} 뿐만 아니라 현재시점인 Y_t 의 영향을 받으므로 유도형 모델이 아닌 구조 벡터자기회귀모형(SVAR)이 된다. 위 식 (B)에 B행렬의 역행렬인 B^{-1} 을 곱해 식을 유도하면 표준 벡터자기회귀모형(VAR)으로 변환된다.

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \alpha_{12}X_{t-1} + e_{yt} \\ X_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}Y_{t-1} + \alpha_{22}X_{t-1} + e_{xt} \end{aligned} \quad \text{식 (C)}$$

위 식 (C)와 같이 표준 벡터자기회귀모형으로 변환하는 이유는 표준 벡터자기회귀모형은 유도형 모형이므로 고전적 최소자승법을 적용하여 간단하게 분석할 수 있기 때문이다. 그러나 벡터자기회귀모형은 변수들 간 동일 시점의 관계를 고려하지 못한다는 문제점과 오차항이 서로 상관되어 있다는 문제가 있다. 위 식 (A)의 Y_t 는 과거시점인 X_{t-1}, Y_{t-1} 뿐만 아니라 동일시점인 X_t 의 영향을 받는 반면 위 식(부록3)의 Y_t 는 과거

시점인 X_{t-1}, Y_{t-1} 의 영향을 받지만 동일시점인 X_t 의 영향을 받지 않는다. 또한 식 (C)에서 서로 상관관계가 없어야 하는 오차항 e_{yt}, e_{xt} 는 $e_t = B^{-1}u_t$ 이므로 서로 상관관계를 갖게 되는 문제점이 있다.

위 2가지 문제점을 해결하기 위하여 구조 벡터자기회귀모형을 활용한다. 시차 p 를 가진 일반적인 벡터자기회귀모형의 수식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Y_t &= A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + C X_t + e_t \\ E(e_t e_t') &= \Sigma \end{aligned} \quad \text{식 (D)}$$

위 벡터자기회귀모형 식 (D)에서 Y_t 는 내생변수, A_i 는 변수 행렬, e_t 는 오차항, Σ 는 오차항의 공분산 행렬이다.

$$\begin{aligned} A Y_t &= A_1^s Y_{t-1} + \dots + A_p^s Y_{t-p} + C^s X_t + B u_t \\ E(u_t u_t') &= I \end{aligned} \quad \text{식 (E)}$$

위 식 (E)와 같이 동일시점의 내생변수들의 관계를 정의하기 위해 행렬 A 를 도입하고 오차항간 상관관계를 없애기 위하여 행렬 B 를 도입하여 구조 벡터자기회귀모형을 구축했다.

$$\begin{aligned} Y_t &= A^{-1} A_1^s Y_{t-1} + \dots + A^{-1} A_p^s Y_{t-p} + A^{-1} C^s X_t + A^{-1} B u_t \\ A_i &= A^{-1} A_i^s \\ E(e_t e_t') &= \Sigma = A^{-1} B B' A^{-1'} \end{aligned} \quad \text{식 (F)}$$

위 식 (F)와 같이 식 (E)의 양변에 행렬 A 의 역행렬인 A^{-1} 을 곱해 좌변을 식 (D) 벡터자기회귀모형과 같이 Y_t 로 정리한다. 벡터자기회귀모형의 변수 행렬 A_i 와 오차항의 공분산 Σ 행렬을 구한 후 구조 벡터자기회귀모형의 행렬을 추론한다.

$$2n^2 - \frac{n(n+1)}{2} = \frac{3n^2 - n}{2} \quad \text{식 (G)}$$

Σ 행렬은 대칭행렬로 $n(n+1)/2$ 개의 원소를 갖고 있고 행렬 A, 행렬 B는 각각 n^2 개의 변수를 갖고 있으므로 Σ 행렬로부터 행렬 A와 B의 추정치를 구하기 위해서는 위 식 (G)개수의 제약조건이 필요하다. 그러나 식별에 충분한 제약조건이 주어지지 않으므로 행렬 A, B의 변수 중 일부에 제약 조건을 부여한다.

대표적인 제약조건 중 하나는 행렬 A를 항등행렬로 하고 행렬 B의 하방 삼각행렬의 각 원소의 값을 추정하는 것이다. 이 경우 행렬 B가 Σ 행렬의 콜레스키 분해를 통해 구해지므로 콜레스키 식별이라고 한다.

다른 제약조건으로는 행렬 B를 항등행렬로 하고 행렬 A의 하방 삼각행렬의 각 원소의 값을 추정하는 것이다. 변수간 순위를 정함으로써 동시적인 영향을 반영하는 모형으로 변수순위 식별이라고 한다(박승록, 2020).

본 연구에서는 구조 벡터자기회귀모형 및 변수순위 식별을 적용하였다.

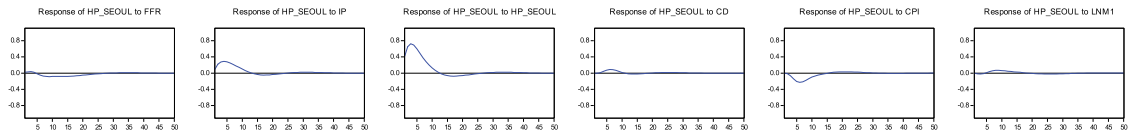
$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C2 & C6 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ C3 & C7 & C10 & 1 & 0 & 0 \\ C4 & C8 & C11 & C13 & 1 & 0 \\ C5 & C9 & C12 & C14 & C15 & 1 \end{bmatrix} \quad \text{식 (H)}$$

$$B = \begin{bmatrix} C16 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & C17 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & C18 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & C19 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & C20 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & C21 \end{bmatrix}$$

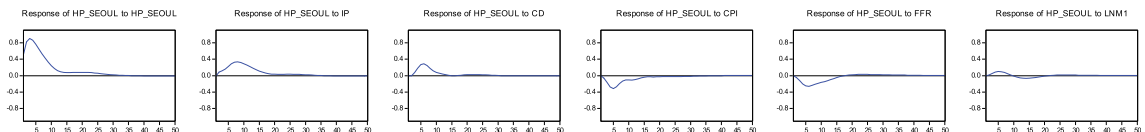
위 식 (H)와 같이 구조 벡터자기회귀모형 변수순위 식별 적용시 행렬 A를 통해 변수의 동시적인 영향을 반영할 수 있고 행렬 B를 통해 오차항이 서로 상관관계를 갖는 문제를 해소할 수 있다. 그러나 변수의 순서에 따라 분석의 결과가 다르게 나타날 수 있으므로 그 순서를 신중하게 결정해야 한다.

<그림 A> 서울 주택가격 순환변동에 대한 충격반응함수 결과

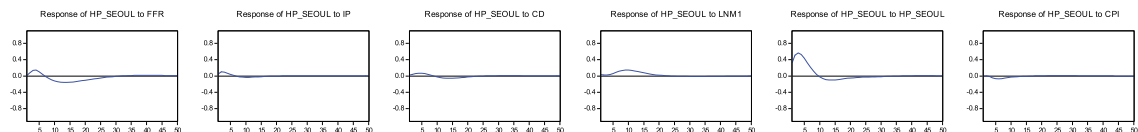
<전체기간>



<금융위기 전>

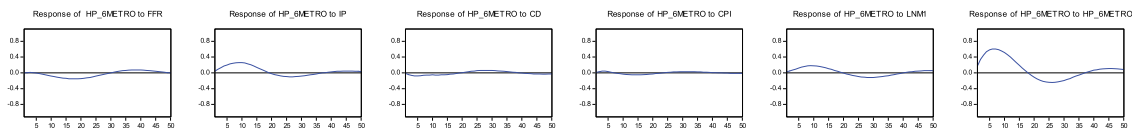


<금융위기 후>

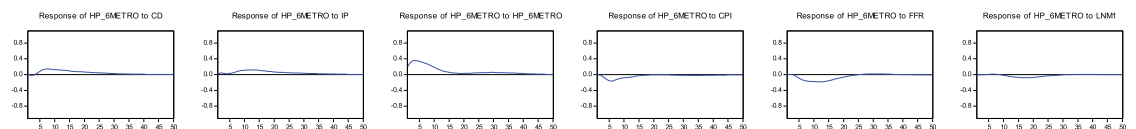


<그림 B> 6대 광역시 주택가격 순환변동에 대한 충격반응함수 결과

<전체기간>



<금융위기 전>



<금융위기 후>

