

글로벌 금리 및 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향

- 미국 기준금리 변동이 주요국에 미치는 영향을 중심으로 -

Influences of Global Interest Rates and Liquidity Changes on Housing Price Cycles :
Focusing on the Influence of Federal Fund Rate Changes on Major Countries

김재윤 (Kim, Jae Yoon)*
최창규 (Choi, Chang Gyu)**

< Abstract >

As housing prices recently hit new highs, the Bank of Korea raises interest rates and the US Federal Reserve announced an interest rate hike, attention is focused on the possibility of a fall in housing prices. Therefore, this study empirically analyzed the influences of interest rate and liquidity changes on housing price cycles by dividing the entire period and the period before and after the financial crisis for 10 major global countries including Korea.

After applying the hypothesis that 'the influence of interest rates and liquidity changes on the housing prices cycles appear differently depending on the period when comprehensively analyzed', the results of empirical analysis through the impulse response function and variance decomposition are as follows.

As a result of the empirical analysis, before the financial crisis, interest rate changes had a large influence on housing prices cycles and had different influences by country. However, after the financial crisis, the influence of liquidity changes on housing price cycle due to changes in the Federal Fund Rate expanded, and most of the countries analyzed showed similar results.

After the financial crisis, as the impact of interest rates decreased and the effect of liquidity expanded, it was found that even if the interest rate shifts from a downtrend to an uptrend, housing prices do not fall if the increase in the money supply, which has a greater impact, continues. Through this result, we empirically analyzed the reason why interest rate fluctuations after the financial crisis did not have a negative(-) effect on housing price cycles among previous studies.

Therefore, even if the Bank of Korea further raises interest rates and the US Federal Reserve raises interest rates in the future, it is predicted that house price cycle will not decrease as long as the money balance does not decrease according to the conditions of the analysis period.

Keyword : Federal Fund Rate, Liquidity, Monetary Policy, Housing Price, Structural VAR

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

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

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

최근 주택가격이 지속적으로 상승하여 2021년 8월 기준 KB 주택매매가격지수(전국) 119.8, 주택매매가격 전망지수(전국) 124.9로 역대 최고치를 경신하였다. 8월 26일 한국은행은 기준 금리를 인상하며 가계 부채 증가 및 주택가격 오름세를 둔화시키는데 효과가 있을 것이라고 발표하고 추가적인 금리 인상도 언급했다. 그리고 2021년 9월 22일 미국 Federal Reserve Board(이하 FRB)는 기준금리를 동결했으나 금리 전망치를 담은 점도표에서 절반의 위원이 2022년 금리 인상을 전망했다.

위와 같이 주택 가격이 최고치를 경신하는 상황에서 한국은행이 금리를 인상하고 미국 기준금리 인상 가능성이 대두되자 향후 주택 가격이 하락할 것인지 관심이 집중되고 있다.

일반적으로 주택가격은 금리와 음(-)의 상관관계가 있고 통화량과 양(+)의 상관관계가 있다고 알려져 있다. 10년 이상의 장기 시계열 자료를 보면 금리는 우하향, 통화량은 우상향, 주택가격은 우상향하여 위 일반적인 이론과 일치한다. 그러나 2005~2008년 2010~2011년 금리 상승시 전국 주택가격이 상승했던 것처럼 하락 추세의 금리가 상승으로 전환되는 경우 주택가격은 하락하지 않아 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타내지 않는 경우가 종종 발생하였다.

본 연구는 위와 같이 장기적으로는 하락 추세를 나타내는 금리가 상승하는 경우 그 충격이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 금융위기 전·후로 나누어 분석하였다. 특히 금융위기 후 금리의 영향은 감소하고 유동성의 영향이 확대되는 모습이 나타나 이를 실증분석하고자 한다.

본 연구에서는 Hodrick-Prescott 필터(이하 HP필터)를 적용하여 시계열 자료를 추세와 순환변동으로 분리 후 순환변동의 충격이 미치는 영향을 분석하였다. 미국 기준금리, 단기 금리, 통화량지수, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격지수를 변수로 선정하였고 HP필터를 활용하여 추출한 순환변동 자료를 이용하여 금리와 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 분석하였다.

선행연구들은 금리가 주택가격에 미치는 영향, 유

동성이 주택가격에 미치는 영향, 통화정책 파급 경로에 따른 주택가격의 영향 등 각각의 영향을 분석하였으나 본 연구는 금리와 유동성이 주택가격에 미치는 영향을 종합적으로 분석하였다. 금융위기 후 금리의 영향은 감소하고 유동성의 영향은 증가하여 금리 변동과 주택가격 순환변동이 음(-)의 상관관계를 나타내지 않는 이유를 실증분석 하였다.

본 연구는 국내뿐만 아니라 글로벌 9개 주요국 대상 실증분석 후 결과를 비교하였고, 기간을 금융위기 전·후로 나누어 금리와 유동성 변동이 각 국가 통화정책 및 주택시장에 미치는 영향을 비교 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서 선행연구 검토를 통해 선행 연구와의 차별성을 도출 후 가설을 설정하였다. 3장에서 변수, 분석모형에 대하여 설명하였고 4장에서 구조 벡터자기회귀 모형을 활용하여 실증분석 후 가설 검정을 진행하였다. 5장에서 실증분석 및 가설검정 결과를 정리하고 본 연구의 시사점과 한계를 밝혔다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 글로벌 주요 10개국 대상으로 금리와 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 HP필터 분해 후 구조 벡터자기회귀모형(Structural VAR)을 활용하여 실증분석 하였다. 변수는 미국 기준금리, 국내 및 주요국(10개국)의 단기 금리, 통화량지수, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격지수로 구성하였고 시간적 범위는 2000년 1분기부터 2020년 4분기까지 총 84분기로 전체기간 및 금융위기 전·후로 구분하여 분석하였다.

본 연구는 다음 순서로 진행되었다. 첫째, 국내외 선행연구 검토를 통해 금리 및 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 영향을 미치는 영향을 확인 후 선행연구와의 차별성을 도출하였다. 둘째, HP필터를 활용하여 변수에서 순환변동을 추출하였다. 셋째, 단위근 검정, 시차 검정, 충격반응함수, 분산분해 순서로 구조 벡터자기회귀 모형을 활용한 실시하였고 분석결과를 그랜저 인과관계 검정 결과와 비교하였다. 넷째, 전체기간 및 금융위기 전·후 국내 및 주요국(10개국)을 대상으로 동일한 분석을 진행하고 시기 및 국가별 결과를 비교하였다.

II. 선행연구

1. 금리와 주택가격 관련 연구

다수의 연구는 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타냈으나 금융위기 후 연구 중 일부는 <표 1>과 같이 음(-)의 상관관계가 아닌 것으로 나타났다.

금융위기 전 연구인 Aoki et al.(2002), Giuliadori (2005), Iacoviello et al.(2006), Elbourne(2008), Vargas-Silva(2008)의 연구 결과 금리와 주택가격은 음(-)의 상관관계를 나타냈다.

그러나 Dokko et al.(2011)는 글로벌 14개 국 대상으로 벡터자기회귀모형 분석 결과 주택 가격 상승에 단기금리가 미친 영향은 크지 않았다고 주장했다. Glaser et al.(2013)는 회귀분석 결과 금리가 주택가격에 미치는 영향은 주택가격 상승의 1/5 이하로 주택가격을 예측하는 능력이 거의 없다고 주장했다. Shi et al.(2014)는 뉴질랜드 기준 금리가 주택가격에 음(-)의 영향을 미치지 않았다고 주장했다.

국내 연구 중 아래 연구들은 금리와 주택가격이 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이영수(2008), 배진성 외(2014), 이태리 외(2015), 이태리 외(2016), 최윤영 외(2017), 장영길(2017), 허종만 외(2018), 이용혁 외(2020)의 구조 구조벡터자기회귀모형을 통한 분석 결과 금리 상승시 주택가격은 하락했고 김중규 외(2011), 전해정(2012), 금기조 외(2015), 문규현(2019)의 벡터 오차수정모형을 통한 분석 결과에 따르면 금리와 주택가격은 음(-)의 상관관계를 나타냈으며 김윤영(2012), 송인호(2015), 이근영 외(2016)의 벡터자기회귀모형을 통한 분석 결과에 따르면 금리와 주택가격은 음(-)

의 상관관계를 나타냈다. 김문성 외(2015), 전해정(2019)의 베이지안 벡터자기회귀모형을 통한 분석 결과 금리에 따르면 금리와 주택가격은 음(-)의 상관관계를 나타냈고 HP필터를 활용하여 추세를 제거한 연구로 김문성 외(2015), 전해정(2019)은 금리가 주택가격에 미치는 영향은 음(-)이라고 주장했으며 이태리 외(2016)는 HP필터를 활용하여 분석 결과 한국 금리 상승이 미국 금리의 상승에 대해 선제적인 대응인 경우에는 금리 상승이 주택가격 하락이 일으킨다고 주장했다.

그러나 손종철(2010)은 베이지안 벡터자기회귀모형 분석결과 금리 변경에 대한 주택가격 변동률이 통계적 유의성이 떨어진다고 주장했고 최희갑(2013)의 벡터오차수정모형 분석 결과 금리 상승 충격에 대하여 주택가격은 상승 후 하락했으며 임대봉(2013)은 벡터자기회귀모형 및 벡터오차수정모형 분석 결과 금리 충격이 강남 3구 아파트 가격에 미치는 영향은 제한적이라고 주장했다. 엄근용 외(2016)의 벡터오차수정모형 분석 결과 CD금리 충격에 대해 주택가격은 소폭 상승 후 하락했고 김경민(2017)의 벡터자기회귀모형 분석 결과 금리 충격이 가해졌을때 주택가격은 음(-)과 양(+)의 충격을 나타냈으며 김남현 외(2018)의 TVC 벡터자기회귀 분석결과 금리 충격에 대하여 주택가격은 양(+)과 음(-)의 영향이 나타났다. 김재윤·최창규(2021)는 구조벡터자기회귀모형 분석결과 CD금리 및 미국 기준금리 변동에 대하여 주택가격 순환변동은 음(-)의 영향을 미치지 않았고 그 영향은 시기, 지역에 따라 다르게 나타난다고 주장했다.

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

구분	저자	발행 시기	공간적 범위	시간적 범위	분석 모델
해외	Dokko et al.	2011	세계 14개국	2000~2008	벡터자기회귀모형
	Glaser et al.	2013	미국	1980~2008	회귀분석
	Shi et al.	2014	뉴질랜드	1994~2009	회귀분석
국내	손종철	2010	전국	1991~2008	베이지안 벡터자기회귀모형
	최희갑	2013	전국	1999~2013	벡터오차수정모형
	임대봉	2013	강남, 강북, 광역시	2002~2011	벡터자기회귀모형, 벡터오차수정모형
	엄근용 외	2016	전국	1998~2015	벡터오차수정모형
	김경민	2017	전국	2005~2016	벡터자기회귀모형
	김남현 외	2018	전국, 서울, 광역시	1996~2017	TVC 벡터자기회귀모형
	김재윤·최창규	2021	서울, 광역시	2000~2020	구조 벡터자기회귀모형

* 출처 : 김재윤·최창규(2021)

2. 유동성과 주택가격 관련 연구

선행 연구들에 따르면 <표 2>와 같이 유동성은 주택 가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

해외 연구로 Meltzer(1995)는 미국, 영국, 독일, 스웨덴, 호주, 일본 등을 대상으로 자산 시장 균형모델로 분석결과 완화적인 통화정책은 시중의 유동성을 증가시켜 자산 보유자는 채권과 실물자산을 보유하여 채권 및 실물자산의 가격이 상승한다고 주장했고, Lastrapes(2002)는 미국을 대상으로 벡터자기회귀모형 분석 결과 확장적인 통화정책을 시행하면 주택가격과 거래량이 모두 증가한다고 주장했다. Roffia et al.(2007)는 15개 선진국을 대상으로 회귀분석 결과 통화량의 증가가 주택가격의 상승을 일으킨다고 주장했다. 국내 연구로 전해정(2012)은 전국, 서울, 강남, 강북 대상 벡터오차수정모형 분석 결과 유동성 충격에 대하여 주택가격은 양(+)의 반응을 나타냈다. 최영상 외(2015)은 서울을 대상으로 회귀분석 결과 통화 공급의 증가율이 빠르게 증가할수록 주택매매가격 변동률의 증가를 가속화한다고 주장했다. 임대봉(2015)은 서울, 광역시 대상 벡터자기회귀모형 분석 결과 유동성 충격에 대하여 서울 아파트 가격은 양(+)의 영향을 미치고 광역시는 반응이 미미했다. 엄근용 외(2016)은 전국을 대상으로 벡터오차수정모형 분석 결과 유동성 증가는 주택매매가격 상승에 영향을 미친다고 주장했다. 최남진(2019)은 서울을 대상으로 EGARCH 분석 결과, 통화량의 변동성이 서울 주택가격 변동에 영향을 미친다고 주장했다.

3. 통화정책 파급경로와 주택가격 관련 연구

통화정책 관련 선행연구를 한국은행이 분류한 금리의 파급경로에 따라 자산가격경로, 신용경로, 환율경로 및 기대경로로 구분하고 각 경로별 영향 요인별 선행연구 결과를 정리하면 <표 3>과 같다.

자산가격경로는 금리 변경이 주식, 채권, 부동산 등 자산을 통해 얻을 수 있는 미래 수익의 현재가치에 영향을 미쳐 자산가격의 변동을 일으키는 경로로 요구수익률이 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것이다. 신용경로는 금리 인상시 차주의 상환능력에 대한 우려 등으로 은행 대출을 통한 자금조달이 어려워지기 때문에 대출 규제는 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율경로는 금리 변경이 환율을 통해 영향을 미치는 경로로 주택가격에 음(-)의 영향을 미쳤으나 금융위기 이후 그 영향이 감소하고 일부 연구에서는 영향이 없는 것으로 나타났다. 기대경로는 대부분의 연구에서 금리 상승이 경기 활성화로 해석되어 이에 따른 주택 소비심리가 주택가격에 양(+)의 영향을 나타냈다. 자산가격경로 관련 해외 연구로 Aoki et al.(2002)는 영국을 대상으로 금리, 통화량, 소비, 생산, 물가, 주택가격, 주택투자 등을 분석한 결과 정책금리 상승시 주택가격이 하락한다고 주장했고 Giuliadori(2005)는 유럽의 9개국을 대상으로 벡터자기회귀 분석을 진행하여 금리 상승시 주택가격이 하락한다고 주장했다.

<표 2> 유동성과 주택가격이 양(+)의 상관관계를 나타낸 연구

구분	저자	발행	공간적 범위	시간적 범위	분석 모델
해외	Meltzer	1995	미국, 영국, 독일, 호주, 스웨덴, 일본	1971 ~ 1993	자산시장균형모델
	Lastrapes	2002	미국	1963 ~ 1999	VAR
	Roffia 외	2007	15개 선진국	1971 ~ 2003	회귀분석
국내	전해정	2012	전국, 서울, 강남, 강북	2003 ~ 2012	VECM
	최영상 외	2015	서울	1998 ~ 2013	회귀분석
	임대봉	2015	서울, 광역시	2001 ~ 2013	VAR
	엄근용 외	2016	전국	1998 ~ 2015	VECM
	최남진	2019	서울	2001 ~ 2017	EGARCH, SVAR

국내 연구로 홍기석(2009)은 자본자산가격모형(CAPM)에 의하면 주택가격은 위험 중립적 수익률과 위험 프리미엄에 의해 결정된다고 주장했고, 전해정(2013)은 자산가격결정이론에 따르면 자산가격은 미래의 기대수익에 대하여 할인계수로 환원한 값이 된다고 주장했으며 정대석(2020)은 전월세 전환율의 개념은 무위험시장이자율과 임대위험 프리미엄의 합이라고 주장했고 위 기대 수익률 및 전환율과 주택가격은 음(-)의 상관관계를 나타냈다.

신용경로 관련 해외 연구로 Igan et al.(2011)는 LTV 및 DTI 규제 강화는 주택가격 상승을 억제하는 것으로 나타났고 LTV가 주택가격을 안정화시키는데 더 효과적인 것으로 주장하였고, Brzoza-Brzezina et al.(2013)는 유럽연합 통화의 불균형에 대한 연구에서 한국, 싱가포르, 홍콩 등 아시아 국가의 LTV 및 DTI 강화는 부동산 가격 상승세를 낮추는데 상관관계가 있다고 주장하였다. 국내 연구로 김영도(2018)는 주택담보대출 규제의 변화는 주택가격에 영향을 미친다고 주장했고, 박유현(2018)은 주택담보대출 규제는 주택가

격 하락에 효과가 있으나 그 영향이 시기에 따라 다르게 나타난다고 주장했다. 최차순(2019)은 LTV, DTI 등 주택담보대출 규제는 완화보다 강화가 주택가격에 더 지속적으로 영향을 미친다고 주장했으며, 김상엽 외(2020)는 주택금융규제 수단인 LTV, DT 규제가 동시에 강화의 방향으로 사용되었을 경우 주택담보대출에 영향을 미친다고 주장했다.

환율경로 관련 연구로 한동근(2007)은 원화가 강세를 보일때(환율 하락시) 주택과 같은 비교역제에 대한 수요와 투자가 증가한다고 주장하여 음(-)의 영향을 미친다고 주장했다. 성용림 외(2013)는 환율은 주택가격에 음(-)의 영향을 나타내나 금융위기 후 상관관계 줄어든다고 주장했고 김건홍(2011)은 정책금리 인하 및 자국 통화 평가절하는 순수출을 감소시키므로 총수요를 촉진시키는데 환율경로가 기여하지 못해 음(-)의 영향을 미치지 않는다고 주장했다.

기대경로 관련 해외 연구로 Gelain et al.(2014)는 미국을 대상으로 이동평균 예측 분석결과 주택 매수자는 임대 수익률을 할인한 현재가치보다 과거의 주택가

<표 3> 통화정책 파급경로와 주택가격 관련 연구

구분	저자	발행	공간적 범위	시간적 범위	영향 요인	영향
자산가격 경로	Aoki et al.	2002	영국	1975 ~ 1999	금리 (요구수익률)	음(-)
	Giuliodori	2005	유럽 9개국	1976 ~ 1998		
	홍기석	2009	전국	2003 ~ 2008		
	전해정	2013	전국, 서울, 강남, 강북	1991 ~ 2011		
	정대석	2020	-	-		
신용경로	Igan et al.	2011	대한민국	2001 ~ 2010	대출 규제	음(-)
	Brzoza-Brzezina	2013	유럽 연합	1995 ~ 2011		
	김영도	2018	전국	2005 ~ 2017		
	박유현	2018	서울, 경기	-		
	최차순	2019	전국	2013 ~ 2018		
	김상엽 외	2020	수도권	2004 ~ 2019		
환율경로	한동근	2007	전국	1986 ~ 2005	환율	음(-)
	김건홍	2011	전국	-		없음
	성용림 외	2013	전국	1992 ~ 2012		음(-)
기대경로	Gelain	2014	미국	1960 ~ 2013	주택 소비심리	양(+)
	Tsai	2015	영국	1986 ~ 2011		
	노민지 외	2016	서울, 6대 광역시	2011 ~ 2014		없음
	임재만 외	2016	전국	2011 ~ 2015		
	최윤영 외	2017	전국	2012 ~ 2016		
	전현진 외	2020	전국	2005 ~ 2020		

격 추세에 의존하여 결정하기 때문에 주택가격 상승 기대가 주택가격 상승과 변동성을 더 잘 설명할 수 있다고 주장했고, Tsai(2015)는 영국 주택가격의 거품과 통화 정책과의 상관성을 분석한 결과 완화적 통화정책으로 유동성이 확대되었고 이는 주택가격 상승 기대심리로 이어져 주택가격이 상승했다고 주장했다. 국내 연구로 노민지 외(2016)는 소비자 심리지수 변화가 주택가격 변화에 영향을 미친다고 주장했고, 최윤영 외(2017)는 주택소비심리 상승 충격은 주택거래량과 주택가격 양(+)의 충격을 나타낸다고 주장했으며 전현진 외(2020)는 주택가격에 대한 기대는 주택가격을 상승시킨다고 주장했다. 위 연구 결과와 같이 다수의 연구에서 주택소비심리가 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 임재만 외(2016)는 주택 소비자와 건설기업의 심리 변동은 주택 거래량 변동은 설명하지만 직접적으로 가격변동은 설명하지 못한다고 주장했다.

4. 연구의 차별성 및 가설 설정

위 선행연구들을 정리하면 금리가 주택가격에 미치는 영향 관련 다수의 해외 및 국내 연구에서 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 그러나 금융위기 후 발표된 해외 Dokko et al.(2011), Glaser et al.(2013), Shi et al.(2014) 등의 연구와 국내 손종철(2010), 최희갑(2013), 임대봉(2013), 엄근용 외(2016), 김경민(2017), 김남현 외(2018) 등의 연구 결과 금리 변동이 주택가격에 미치는 영향이 제한적이거나 음(-)의 상관관계를 나타내지 않았다.

유동성 관련 선행연구 결과 유동성은 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 해외 Meltzer(1995), Lastrapes(2002), Roffia et al.(2007)의 연구와 국내 전해정(2012), 최영상 외(2015), 임대봉(2015), 엄근용 외(2016), 최남진(2019) 등의 연구 결과 유동성은 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

통화정책 파급경로 관련 선행연구 결과는 다음과 같이 나타났다. 첫째, 자산가격경로 관련 해외 Aoki et al.(2002), Giuliadori(2005)의 연구와 국내 홍기석(2009), 전해정(2013), 정대석(2020) 등의 연구 결과 요구 수익률이 주택가격에 음(-)의 영향을 미쳤다. 둘째, 신용경로 관련 해외 Igan et al.(2011), Brzoza-Brzezina 외(2013)의 연구와 국내 김영도(2018), 박유

현(2018), 최차순(2019), 김상엽 외(2020)의 연구 결과 대출 규제는 주택가격에 음(-)의 영향을 미쳤다. 셋째, 환율경로 관련 한동근(2007), 성용림 외(2013), 김건홍(2011)의 연구결과 금리 변경이 환율을 통해 영향을 미치는 경로로 주택가격에 음(-)의 영향을 미쳤으나 금융위기 이후 그 영향이 감소하고 일부 연구에서는 영향이 없는 것으로 나타났다. 넷째, 기대경로 관련 해외 Gelain 외(2014), Tsai(2015)의 연구와 국내 노민지 외(2016), 최윤영 외(2017), 전현진 외(2020)의 연구결과 주택 소비심리는 주택가격에 양(+)의 영향을 미쳤으나 임재만 외(2016)는 주택 소비자와 건설기업의 심리 변동은 주택 거래량 변동은 설명하지만 직접적으로 가격변동은 설명하지 못한다고 주장했다.

본 연구가 갖는 차별성은 다음과 같다.

첫째, 금리가 주택가격에 미치는 영향, 유동성이 주택가격에 미치는 영향, 통화정책 파급 경로별 주택 가격의 영향을 종합적으로 실증분석 하였다. 선행연구들은 금리가 주택가격에 미치는 영향, 유동성이 주택가격에 미치는 영향, 통화정책 파급 경로에 따른 주택가격의 영향 등 각각의 영향을 분석하였으나 본 연구는 금리와 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이 시기별로 다르게 나타난다는 가설을 설정하고 종합적으로 분석하여 금융위기 후 금리의 영향은 감소하고 유동성의 영향은 증가하여 금리 변동과 주택가격 순환변동이 음(-)의 상관관계가 아닌 이유를 실증분석 하였다.

둘째, 전체기간 및 금융위기 전·후로 구분하여 금융위기 후 주택가격에 대한 금리의 영향은 감소하고 유동성의 영향이 확대되었음을 실증분석 하였다.

셋째, 국내뿐만 아니라 9개 주요국 대상으로 실증분석을 진행하여 각 국가에 미친 영향을 비교하였다.

Ⅲ. 변수 및 분석모형

1. 변수의 설정

1) 변수의 구성 및 출처

변수는 김재윤·최창규(2021)의 연구에서 사용된 변수와 동일하게 금리, 통화량, 생산, 물가, 주택가격을 변수로 구성하였다. 김재윤·최창규(2021)는 국내 대상으로 실증분석을 진행했으나 본 연구는 국내를 포함한 주요 10개국을 대상으로 분석을 진행하였다.

<표 4>와 같이 금리는 미국 기준금리와 단기 금리, 통화량은 통화량(M1)지수, 생산은 산업생산지수, 물가는 소비자물가지수, 주택가격은 주택가격지수를 변수로 설정하였다. 분석대상 기간은 2000년 1분기부터 2020년 4분기 까지(총 84분기)이고 분석대상 국가는 글로벌 주요 10개국이다. 미국 기준금리의 출처는 Federal Reserve Bank of St. Louis Economic data이고 단기금리, 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격지수의 출처는 OECD data이다.

본 연구는 아래와 같이 국내외 선행연구에서 다수 활용된 변수들을 참고하여 6개의 변수를 구성하였다.

미국 기준금리를 변수로 사용한 연구로는 Elbourne (2008), Vargas-Silva(2008), Dokko et al.(2011), Glaser et al.(2013) 등의 해외 연구와 이태리 외(2016), 김남현 외(2018), 이용혁 외(2020), 김재운·최창규(2021) 등의 국내 연구가 있다.

단기금리는 금융기관간 단기차입금이 발생하는 이자율 또는 단기어음이 발행되거나 시장에서 거래되는 금리로 가능한 경우 3개월 금리를 기준으로 하였고 대표적인 단기금리로 CD금리(91일물)가 있다. CD금리를 변수로 사용한 연구로 김중규 외(2011), 김윤영(2012), 임대봉(2013), 최희갑(2013), 이근영 외(2016), 엄근용 외(2016), 김남현 외(2018), 전해정(2019), 문규현(2019), 김재운·최창규(2021) 등의 연구가 있다.

통화량을 변수로 사용한 연구로 Lastrapes(2002) 등의 해외 연구와 이영수(2008), 김윤영(2012), 김문성 외(2015), 엄근용 외(2016), 전해정(2019), 김재운·최창규(2021) 등의 국내 연구가 있다.

산업생산지수를 변수로 사용한 연구로 이영수(2008), 김중규 외(2011), 김윤영(2012), 임대봉(2013), 이태리 외(2015), 이태리 외(2016), 김남현 외(2018), 전해

정(2019), 김재운·최창규(2021) 등의 연구가 있다.

소비자물가지수를 변수로 사용한 연구로 Iacoviello (2006), Dokko 외(2011), Shi et al.(2014) 등의 해외 연구와 이영수(2008), 김윤영(2012), 배진성 외(2014), 이태리 외(2015), 송인호(2015), 김남현 외(2018), 전해정(2019), 문규현(2019), 이용현(2020), 김재운·최창규(2021) 등의 국내 연구가 있다.

주택 가격지수는 OECD 국민계정 데이터베이스에서 RPII(주거 부동산 가격 지수) 매뉴얼의 권장 사항에 따라 신축 및 기존 주택의 판매를 포함하여 2015년을 기준으로 산정된 지수로 국내 주택가격지수로는 KB 주택가격지수가 대표적이다. KB주택가격지수를 변수로 사용한 연구로 이영수(2008), 손종철(2010), 김중규 외(2011), 김윤영(2012), 임대봉(2013), 배진성 외(2014), 송인호(2015), 김문성 외(2015), 금기조 외(2015), 이태리 외(2015), 이태리 외(2016), 엄근용 외(2016), 이근영 외(2016), 장영길 외(2016), 김남현 외(2018), 전해정(2016), 문규현(2019), 이용혁 외(2020), 김재운·최창규(2021) 등이 있다.

그리고 <표 5>와 같이 분석대상 10개국을 선정하였다. Meltzer(1995), Giuliadori(2005), Rofia(2007), Dokko(2011), Brzoza-Brzezina(2013) 등의 선행연구 대상국가 중 OECD Data에서 자료를 구할 수 있는 국가를 선택 후 일부 기간의 데이터가 없거나, 통계적 이상치가 발생하는 국가를 제외하고 선택하였다.

미국과 일본은 분석대상에서 제외했는데 미국은 부록 <그림 A>과 같이 2020년 통화량이 전년 대비 3배 이상 급증하는 통계적 이상치(Outlier)가 발생하여 HP필터 또는 차분을 적용해도 단위근이 존재하여 제외하였고, 일본은 부록 <그림 B>과 같이 전체기간 동안 저금리 유지, 주택가격 하향 안정화 등 다른 10개

<표 4> 변수 설명

변수명	표기	단위	주기	출처
미국 기준금리(Federal Fund Rate)	FFR	연 %	분기	FRB
단기금리(Short-term Interest Rate)	SIR	연 %	분기	OECD
통화량(M1)지수	M1	지수(2015=100)	분기	OECD
산업생산지수	IP	지수(2015=100)	분기	OECD
소비자물가지수	CPI	지수(2015=100)	분기	OECD
주택가격지수	HP	지수(2015=100)	분기	OECD

국가들의 평균적인 시계열과 전혀 유의하지 않은 시계열을 나타내어 국가간 비교에 적합하지 않아 제외하였다.

2) 변수 원자료의 시계열 특성

본 연구의 목적은 금융위기 전·후 금리 및 유동성 변동이 주택가격 순환변동이 미치는 영향이 시기에 따라 변화했음을 실증분석하여 금융위기 후 금리 변동이 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않는 이유를 확인하는 것이다. 따라서 6가지 변수 중 금리, 유동성 및 주택가격 중심으로 변수의 시계열 특성을 국가별로 비교하면 부록 <그림 C>과 같이 장기적으로 금리는 우하향, 통화량과 주택가격은 우상향하는 모습을 나타낸다.

위 시계열을 국가별로 비교하면 몇 가지 특징이 나타난다. 금리는 장기적으로 우하향하고 미국 기준금리 대비 각 국가의 단기금리는 약간의 스프레드를 나타내는데 호주와 우리나라는 스프레드가 상대적으로 큰 편이고 캐나다와 유럽 국가들은 적은 편이었다. 통화량은 장기적으로 우상향하는데 유럽 국가들 대비 호주, 캐나다, 우리나라의 통화량 상승이 상대적으로 큰 편이었다. 주택가격은 장기적으로 우상향하는데 스페인과 이탈리아는 2000~2008년 과도하게 상승 후 하락하였고 2020년까지 과거의 고점을 회복하지 못했다. 스페인과 이탈리아는 유럽 재정위기의 원인이었던 4개국(PIGS)에 포함되는 국가이다.

국가별 경제 상황을 비교하기 위해 분석대상 국가의 국내 총생산(이하 GDP)과 1인당 GDP를 우리나라를 기준으로 비교하였다. GDP는 한 국가에서 1년동안 생산된 부가가치의 합으로 한 국가의 경제 규모를 나타내는데 부록 <그림 D>와 같이 독일, 프랑스, 영국, 이

탈리아는 우리나라보다 GDP가 크고 스페인, 캐나다, 호주, 덴마크, 핀란드는 우리나라보다 적었다. 1인당 GDP는 한 국가의 GDP를 인구수로 나눈 지표로 각 국가의 소득수준을 나타내는데 부록 <그림 D>와 같이 덴마크, 독일, 호주, 핀란드, 캐나다, 프랑스, 영국은 우리나라보다 1인당 GDP가 높고 이탈리아, 스페인은 우리나라보다 낮았다. 부록 <그림 E>은 국가별 단기금리 상승기의 주택가격 변동 원자료 시계열이다. 음영으로 칠해진 부분이 금리 상승기인데 대부분의 국가에서 금리 상승기에 주택가격이 상승하는 모습을 나타냈다. 그러나 유럽 재정위기 대상 국가로 2000~2008년 과도하게 상승 후 급락했던 스페인은 금융위기 후 2010~2011년 금리 상승기에 주택가격이 하락하는 모습을 나타냈고 2000~2008년 상승 후 2020년까지 지속적인 하락·보합을 보이고 있는 이탈리아는 금융위기 후 2010~2011년 금리 상승기에 주택가격이 보합을 나타냈다. 위 결과는 금융위기 후 추세를 벗어나는 금리 상승이 주택가격에 음(-)의 영향을 미치지 않았음을 나타낸다.

2. 분석 모형

변수 원자료 시계열 분석을 통해 추세를 벗어나는 금리 상승이 주택가격에 음(-)의 영향을 미치지 않는다는 것을 확인 하였다. 따라서 변수를 HP필터를 적용하여 추출한 순환변동 자료를 구조 벡터자기회귀 모형 (Structural VAR)을 활용하여 분석하였다. 본 연구는 금리와 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이 시기별로 다르게 나타난다는 가설을 설정하고 충격반응함수, 분산분해 결과를 통해 실증분석 하였다.

<표 5> 국가 표기¹⁾

대한민국	호주	캐나다	독일	덴마크	스페인	핀란드	프랑스	영국	이탈리아
KOR	AUS	CAN	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA

1) OECD DATA의 국가 표기 방식을 적용했고 대한민국, 주요국(알파벳) 순으로 정렬하였음.

1) HP(Hodrick-Prescott) 필터

Prescott은 추세로부터 편차의 제곱의 합을 극소화시켜 분석하는 방식을 제시하였다(조하현, 1991). 시계열 변수는 x_t 이고 추세는 τ_t 이면 하면 최적 추세선은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} &Min \sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 \\ &s.t. \sum_{t=1}^T [(\tau_t - \tau_{t-1}) - (\tau_{t-1} - \tau_{t-2})]^2 \leq \lambda_0 \end{aligned} \quad (1)$$

위 식 (1)에서 λ_0 값이 적을수록 부드러운 형태의 추세선이 되고 $\lambda_0=0$ 인 경우 선형 추세선이 된다. 따라서 최적의 추세변동을 선택하는 방법은 아래와 같이 라그랑지 함수를 활용한 최소화 문제로 표현하여 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 평활화 계수로서 장기 추세선의 변동 폭을 조절하는 역할을 하는데 Prescott 은 순환변동의 분산이 추세변동 분산의 1/8 이라 가정하여 연간 자료는 $\lambda=100$, 분기 자료는 $\lambda=1,600$, 그리고 월별 자료는 $\lambda=14,400$ 을 사용할 것을 제안하였다(강민석 외, 2005). 본 연구는 분기별 자료를 사용하므로 λ 값을 1,600으로 설정하여 HP필터 분석을 진행하였다.

2) 구조 벡터자기회귀(SVAR) 모형

벡터자기회귀 모형은 한 변수의 변화가 다른 내생변수에 미치는 영향을 충격반응함수를 통하여 파악할 수 있고, 각 내생변수의 변동이 전체 변동에 기여한 상대적 크기를 분산분해를 통하여 분석 가능하여 각 변수의 설명력을 확인 할 수 있다(문권순, 1997).

시계열 자료 Y_t 가 과거와 현재의 X_t 값의 영향을 받

고 동시에 시계열 자료 X_t 도 과거와 현재의 Y_t 의 영향을 받는다면 위 변수를 수식으로 정리한 후 역행렬인 B^{-1} 을 곱해하면 표준 벡터자기회귀모형(VAR)으로 변환 할 수 있다. 표준 벡터자기회귀모형으로 변환하면 고전적인 최소자승법을 적용하여 분석을 간단하게 진행할 수 있기 때문이다.

그러나 벡터자기회귀모형은 동일 시점 변수들간의 관계를 고려하지 못한다는 문제와 오차항이 상호 상관되어 있다는 문제점이 있다. 따라서 내생변수들의 동일시점 관계를 분석하기 위해 행렬 A를 도입하고 오차항간 상관관계를 제거하기 위해 행렬 B를 적용하여 구조 벡터자기회귀모형을 구축하였다.

행렬 A와 B의 추정 값을 구하기 위해서는 제약조건이 필수적이다. 대표적인 제약조건으로는 변수순위 식별과 출레스키 식별이 있는데 본 연구에서는 변수순위 식별을 적용하였다.

구조 벡터자기회귀모형과 변수순위 식별 적용하여 분석시 변수의 순서에 따라 다른 결과가 나타날 수 있으므로 그 순서 결정시 신중해야 한다. 따라서 본 연구에서는 그랜저 인과관계 검정결과 및 선행연구의 변수 순서 등을 참고하여 변수의 순서를 결정하였다(박승록, 2020).

IV. 실증 분석

1. 변수 기초 통계

금리, 통화량지수, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격지수의 기초 통계량은 <표 6>과 같다.

미국 기준금리는 평균 1.70%, 표준편차 1.90%을 나타냈다. 단기금리의 10개국 산술 평균은 평균 2.17%, 표준편차 1.81%를 나타냈다. 국가별로는 호주의 평균이 3.96%로 가장 높았고 우리나라가 3.35%, 영국이 2.51%이었고 기타 국가들은 1%대를 나타냈다. 영국의 표준편차는 2.23%로 10개국 중 변동성이 가장 컸고 기타 국가들은 1%대를 나타냈다.

<표 6> 변수(원자료) 기초 통계량

(단위:%,지수)

국가	구분	FFR	SIR	M1	IP	CPI	HP
KOR	평균값	1.7	3.3	75.7	83.7	89.1	86.2
	최대값	6.5	7.1	181.6	110.2	105.7	109.8
	최소값	0.0	0.6	26.4	47.8	66.0	52.2
	표준편차	1.9	1.6	38.4	20.7	12.7	16.8
AUS	평균값	1.7	3.9	72.0	103.5	88.5	77.0
	최대값	6.5	7.8	196.7	115.2	108.8	115.8
	최소값	0.0	0.0	18.1	92.8	64.7	32.9
	표준편차	1.9	1.9	43.0	4.2	13.0	25.1
CAN	평균값	1.7	2.1	74.8	103.4	92.3	82.7
	최대값	6.5	5.8	175.8	116.3	108.6	142.5
	최소값	0.1	0.2	28.0	83.0	74.3	39.4
	표준편차	1.9	1.4	37.3	7.8	9.9	29.7
DEU	평균값	1.7	1.5	77.3	93.0	93.4	94.7
	최대값	6.5	5.0	159.9	107.4	106.2	143.7
	최소값	0.1	-0.5	31.3	78.7	79.5	79.9
	표준편차	1.9	1.7	34.7	8.8	8.1	16.9
DNK	평균값	1.7	1.8	79.4	100.9	92.0	90.5
	최대값	6.5	5.8	141.3	119.0	103.7	131.1
	최소값	0.1	-0.4	37.6	82.2	75.4	52.4
	표준편차	1.9	1.9	28.4	8.0	8.9	20.0
ESP	평균값	1.7	1.5	77.3	113.1	91.8	110.3
	최대값	6.5	5.0	159.9	137.7	105.0	150.4
	최소값	0.1	-0.5	31.3	81.6	70.2	56.2
	표준편차	1.9	1.7	34.7	14.4	10.5	25.3
FIN	평균값	1.7	1.5	77.3	107.0	92.4	87.6
	최대값	6.5	5.0	159.9	128.2	103.8	108.1
	최소값	0.1	-0.5	31.3	93.1	78.1	57.7
	표준편차	1.9	1.7	34.7	8.1	8.2	16.1
FRA	평균값	1.7	1.5	77.3	104.7	93.9	92.3
	최대값	6.5	5.0	159.9	115.0	104.9	119.6
	최소값	0.1	-0.5	31.3	78.5	79.3	47.8
	표준편차	1.9	1.7	34.7	6.6	7.7	19.8
GBR	평균값	1.7	2.5	77.4	100.6	90.5	87.0
	최대값	6.5	6.3	150.7	105.5	109.3	124.6
	최소값	0.1	0.0	28.7	78.0	72.8	43.5
	표준편차	1.9	2.2	32.5	3.8	11.7	20.7
ITA	평균값	1.7	1.5	77.3	112.1	92.0	103.4
	최대값	6.5	5.0	159.9	132.9	103.1	124.4
	최소값	0.1	-0.5	31.3	76.2	74.3	67.7
	표준편차	1.9	1.7	34.7	12.4	9.0	14.5

통화량지수의 10개국 산술 평균은 76.6, 표준편차는 35.3을 나타냈다. 덴마크의 평균이 79.4로 가장 높았고 호주가 72.0으로 가장 낮았으며 우리나라는 75.7이었다. 호주의 표준편차는 43.0으로 10개국 중 변동성이 가장 컸고 기타 국가들은 30%대를 나타냈다.

산업생산지수의 10개국 산술 평균은 102.2, 표준

편차는 9.5를 나타냈다. 스페인의 평균이 113.1로 가장 높았고 우리나라가 83.7로 가장 낮았다. 우리나라의 표준편차는 20.7로 10개국 중 가장 큰 변동성을 나타냈다. 이는 우리나라가 10개국 중 산업생산이 가장 빠르게 증가했기 때문이다.

소비자물가지수의 10개국 산술 평균은 평균 91.6,

표준편차는 10.0을 나타냈다. 프랑스의 평균이 93.9로 가장 높았고 호주가 88.5로 가장 낮았으며 우리나라는 89.1이었다. 호주의 표준편차는 13.0으로 10개국 중 변동성이 가장 컸고 기타 국가들은 8~12%를 나타냈다.

주택가격지수의 10개국 산술 평균은 평균 91.2, 표준편차는 20.5를 나타냈다. 스페인의 평균이 110.3으로 가장 높았고 호주가 77.0로 가장 낮았으며 우리나라는 86.2이었다. 캐나다의 표준편차는 29.7로 10개국 중 변동성이 가장 컸고 기타 국가들은 16~25%를 나타냈다.

2. HP필터 분해

벡터자기회귀모형 분석을 위해서는 변수가 안정적인 시계열 자료이어야 하나 대부분의 시계열 자료는 상승 또는 하락하는 추세가 있는 불안정한 자료이므로 차분을 통하여 안정적인 자료로 변환하여 분석한다.

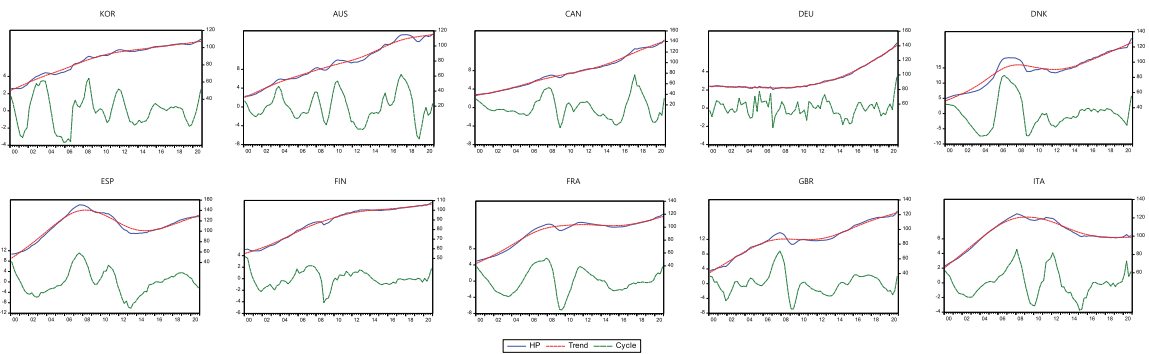
그러나 차분을 하면 원자료의 손실이 발생될 수 밖에 없는데 그 손실을 줄이기 위해 HP필터를 적용하여 시계열 자료를 추세와 순환변동으로 분리 후 안정적인 순환변동 자료를 이용하여 분석하였다.

본 연구 주제가 금리 및 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이므로 HP필터 분석 결과 중 주택가격 및 통화량 순환변동에 집중하겠다.

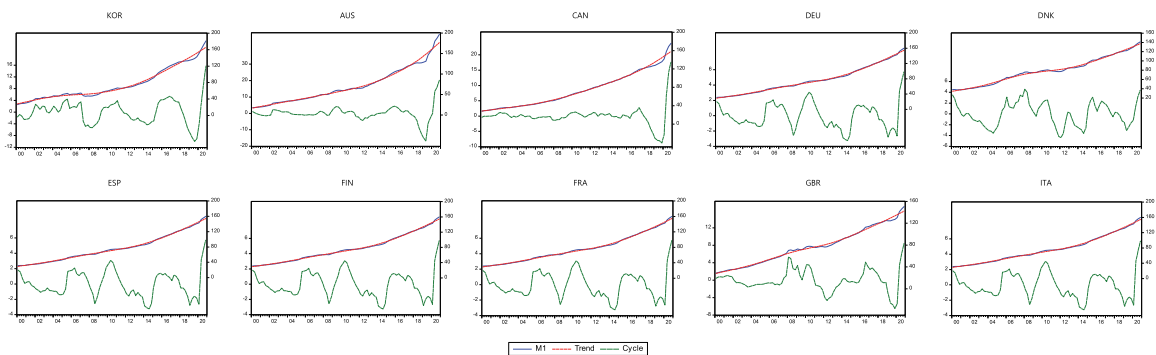
<그림 1>은 10개국 주택가격지수 시계열 자료를 X-12 계절조정 후 HP필터를 이용하여 추세와 순환변동으로 분해한 그래프이다. 원자료는 우상향하는 시계열 자료이나 추세(Trend)를 제거 후 순환변동(Cycle) 자료는 안정적인 모습을 나타냈다.

<그림 2>는 10개국 통화량지수 시계열 자료를 X-12 계절조정 후 HP필터를 이용하여 추세와 순환변동으로 분해한 그래프이다. 원자료는 우상향하는 시계열 자료이나 추세(Trend)를 제거 후 순환변동(Cycle) 자료는 안정적인 모습을 나타냈다.

<그림 1> 주택가격지수 HP필터 분해



<그림 2> 통화량지수 HP필터 분해



3. 구조 벡터자기회귀 모형 분석결과

1) 단위근 검정

시계열 자료가 안정적인지 검정하기 위해 단위근 검정을 실시하는데 ADF검정과 PP 검정이 대표적인 검정방법이다.

HP필터를 이용하여 분리한 순환변동에 대한 단위근 검정 결과는 <표 7>과 같다. ADF 검정결과 대부분 국가의 p값이 0.01 이하였고 일부 국가의 P값만 0.05 이하로 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열 자료라는 것을 확인하였다.

<표 7> 순환변동 단위근 검정 결과

국가	구 분		FFR	SIR	M1	IP	CPI	HP
KOR	ADF 검정	t	-4.50	-3.84	-4.67	-5.28	-3.96	-4.15
		p	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-2.86	-2.49	-3.96	-3.96	-3.15
		p	0.10	0.054*	0.12	0.00***	0.00***	0.02**
AUS	ADF 검정	t	-4.50	-5.98	-4.64	-4.77	-6.62	-3.35
		p	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.01**
	PP 검정	t	-2.55	-2.72	-2.19	-4.87	-5.76	-3.08
		p	0.10	0.075*	0.21	0.00***	0.00***	0.03**
CAN	ADF 검정	t	-4.50	-3.77	-6.68	-4.04	-3.59	-3.97
		p	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-2.76	-2.14	-4.04	-4.70	-3.03
		p	0.10	0.06*	0.22	0.00***	0.00***	0.03**
DEU	ADF 검정	t	-4.50	-4.18	-3.45	-3.43	-4.71	-4.77
		p	0.00***	0.00***	0.01**	0.01**	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-3.24	-2.58	-3.66	-3.76	-4.89
		p	0.10	0.02**	0.10	0.00***	0.00***	0.00***
DNK	ADF 검정	t	-4.50	-3.62	-3.66	-3.25	-3.91	-3.68
		p	0.00***	0.00***	0.00***	0.0**	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-3.22	-2.84	-3.56	-4.33	-2.49
		p	0.10	0.02**	0.05*	0.00***	0.00***	0.12
ESP	ADF 검정	t	-4.50	-4.18	-3.45	-3.92	-4.32	-3.76
		p	0.00***	0.00***	0.01**	0.00***	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-3.24	-2.58	-3.94	-5.74	-2.65
		p	0.10	0.02**	0.10	0.00***	0.00***	0.08*
FIN	ADF 검정	t	-4.50	-4.18	-3.45	-3.97	-5.23	-3.93
		p	0.00***	0.00***	0.01**	0.00***	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-3.24	-2.58	-3.12	-3.20	-3.58
		p	0.10	0.02**	0.10	0.02**	0.02**	0.00***
FRA	ADF 검정	t	-4.50	-4.18	-3.45	-4.34	-4.58	-4.38
		p	0.00***	0.00***	0.01**	0.00***	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-3.24	-2.58	-4.34	-3.86	-2.71
		p	0.10	0.02**	0.10	0.00***	0.00***	0.07*
GBR	ADF 검정	t	-4.50	-3.91	-3.50	-5.26	-4.22	-4.04
		p	0.00***	0.00***	0.01**	0.00***	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-2.89	-2.67	-5.25	-3.44	-3.04
		p	0.10	0.05*	0.08*	0.00***	0.01**	0.03**
ITA	ADF 검정	t	-4.50	-4.18	-3.45	-3.86	-4.54	-4.95
		p	0.00***	0.00***	0.01**	0.00***	0.00***	0.00***
	PP 검정	t	-2.55	-3.24	-2.58	-3.86	-2.75	-2.81
		p	0.10	0.02**	0.10	0.00***	0.07*	0.06*

주 : *<0.1, **<0.05, ***<0.01

2) 적정 시차 검증

적정 시차를 결정하기 위해 AIC, SC, HQ검정을 실시하였고 <표 8>과 같이 대부분 2기를 적정시차로 적

용하였고 독일, 덴마크, 스페인 등의 일부 기간은 1기를 적정시차로 적용하였다.

<표 8> 적정시차 산정

국가	구분	시차	AIC	SC	HQ
KOR	전체기간	1	11.1115	12.38996*	11.6229
		2	10.6068	12.9811	11.55652*
	금융위기 전	1	10.8116	12.71620*	11.4524
		2	10.01286*	13.5501	11.20302*
	금융위기 후	1	6.7540	8.4402	7.3826
		2	5.0726	8.204178*	6.2400
AUS	전체기간	1	12.4004	13.67886*	12.9118
		2	11.4577	13.8320	12.40740*
	금융위기 전	1	9.1217	11.0264	9.7626
		2	7.062482*	10.59968*	8.252642*
	금융위기 후	1	10.4178	12.1041	11.0464
		2	8.9527	12.08423*	10.1201
CAN	전체기간	1	12.4187	13.6971	12.9300
		2	10.8784	13.25263*	11.82806*
	금융위기 전	1	7.2088	9.113398*	7.8496
		2	6.041822*	9.5790	7.231982*
	금융위기 후	1	8.7793	10.4656	9.4079
		2	7.1138	10.24535*	8.2812
DEU	전체기간	1	10.5982	11.87659*	11.10951*
		2	10.2009	12.5752	11.1506
	금융위기 전	1	6.696339*	8.600985*	7.337195*
		2	7.1566	10.6938	8.3468
	금융위기 후	1	8.4056	10.0918	9.0342
		2	5.5321	8.663679*	6.6995
DNK	전체기간	1	11.7024	12.98083*	12.21376*
		2	11.2957	13.6699	12.2454
	금융위기 전	1	10.7179	12.62254*	11.3588
		2	9.966440*	13.5036	11.15660*
	금융위기 후	1	8.8657	10.5520	9.4944
		2	7.2419	10.37340*	8.4093
ESP	전체기간	1	13.3109	14.58930*	13.8222
		2	12.6299	15.0042	13.5796
	금융위기 전	1	10.0604	11.96505*	10.7013
		2	8.540083*	12.0773	9.730243*
	금융위기 후	1	11.1856	12.8718	11.8142
		2	8.0178	11.14932*	9.185183*
FIN	전체기간	1	8.7168	9.995224*	9.228149*
		2	8.4425	10.8167	9.3921
	금융위기 전	1	6.698714*	8.603360*	7.339570*
		2	7.1287	10.6659	8.3189
	금융위기 후	1	5.2574	6.9436	5.8860
		2	3.3688	6.500308*	4.536169*
FRA	전체기간	1	9.4332	10.71167*	9.9446
		2	8.7832	11.1574	9.732834*
	금융위기 전	1	4.8598	6.764493*	5.5007
		2	3.805626*	7.3428	4.995786*
	금융위기 후	1	7.2381	8.9243	7.8667
		2	5.1036	8.235107*	6.2710
GBR	전체기간	1	11.5104	12.7889	12.0218
		2	10.3813	12.75558*	11.33101*
	금융위기 전	1	8.2059	10.11050*	8.8467
		2	6.603302*	10.1405	7.793462*
	금융위기 후	1	6.8148	8.5010	7.4434
		2	4.2250	7.356541*	5.392403*
ITA	전체기간	1	9.9583	11.23677*	10.4697
		2	9.6965	12.0708	10.6462
	금융위기 전	1	5.1502	7.054847*	5.7911
		2	4.225250*	7.7625	5.415410*
	금융위기 후	1	8.1641	9.8503	8.7927
		2	5.5057	8.637279*	6.673140*

주 : * 적정 시차

3) 그랜저 인과관계 검정

벡터자기회귀모형은 시계열 분석시 높은 예측치를 나타내고 변수가 내생적인지 외생적인지 구분할 필요 없다는 장점이 있으나 이론적 기반이 부족하다는 단점이 있다. 이를 보완하기 위해 벡터자기회귀 모형 분석 후 그랜저 인과관계 검정을 실시하고 변수의 순서 결정시 참고하고 충격반응함수 결과 비교 검증시에도 활용 하였다.

<표 9>는 주택가격 및 통화량 순환변동에 대한 그랜저 인과관계 검정 결과 요약²⁾이다.

분석 대상 10개국의 그랜저 인과관계 검정 결과를 정리하면 전체 기간에는 미국 기준금리(1개국), 단기금리(7개국) 및 통화량(10개국)이 주택가격에 영향을 미쳤고 미국 기준금리 및 단기금리가 통화량에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 금융위기 전에는 미국 기준금리(4개국), 단기금리(4개국) 및 통화량(4개국)이 주택가격에 영향을 미쳤고 미국 기준금리(2개국), 단기금리(1개국)가 통화량에 영향을 미쳤다. 금융위기 후 미국 기준금리(6개국), 단기금리(5개국) 및 통화량(7개국)이 주택가격에 영향을 미쳤고 미국 기준금리(10개국)가 통화량에 영향을 미쳤다.

위 결과를 요약하면 금융위기 전에는 통화량 보다 금리의 영향이 큰 편이었으나 금융위기 후에는 금리보다 통화량의 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 특히 미국 기준금리가 통화량에 영향을 미치고 통화량이 주택가격에 영향을 미치는 현상이 두드러지게 나타났다. 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량에 미치는 영향은 10개국 중 9개국에서 p값이 0.01 이하, 1개국에서 0.05 이하였고 통화량이 주택가격에 미치는 영향은 10개국 중 5개국에서 p값이 0.01 이하, 2개국에서 0.05 이하로 통계적 유의성이 높게 나타났다.

우리나라는 금융위기 전 단기금리가 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량 및 주택가격에, 단기금리가 주택가격에 영향을 미쳤다. 호주는 금융위기 전 단기금리가 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량 및 주택가격에, 단기금리가 주택가격에 영향을 미쳤다. 캐나다는 금융위기 전 단기금리가 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량 및 주택가격에, 단기금리 및 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤다. 독일은 금융위기 전 인과관계를 미치는 변수가 없었고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량에, 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤다. 덴마크는 금융위기 전·후 모두 미국 기준금리가 통화량 및 주택가격에, 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤다. 스페인은 금융위기 전 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량에, 단기금리가 주택가격에 영향을 미쳤다. 핀란드는 금융위기 전 미국 기준금리가 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량 및 주택가격에, 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤다. 프랑스는 금융위기 전 미국 기준금리와 단기금리가 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량에, 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤다. 영국은 금융위기 전 미국 기준금리 및 단기금리가 통화량에, 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량 및 주택가격에, 단기금리 및 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤다. 이탈리아는 금융위기 전 미국 기준금리 및 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤고, 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량에, 통화량이 주택가격에 영향을 미쳤다.

글로벌 주요 10개국 국가별 그랜저 인과관계 검정 결과는 부록 <표 A>를 참고하기 바란다.

<표 9> 그랜저 인과관계 검정결과 요약

구분	FFR→HP	SIR→HP	M1→HP	FFR→M1	SIR→M1
전체기간	1개국	7개국	10개국	-	-
금융위기 전	4개국	4개국	4개국	2개국	1개국
금융위기 후	6개국	5개국	7개국	10개국	-

2) 그랜저 인과관계 검정결과, 10개국 중 해당 변수간 그랜저 인과관계를 나타낸 국가 수를 요약

4) 충격 반응 함수

글로벌 주요 10개국을 대상으로 금융위기 전과 후로 나누어 미국 기준금리, 단기금리, 통화량지수, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격지수 순환변동에 대한 충격반응함수 분석을 실시하였다. 본 연구의 가설이 ‘금리와 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 종합적으로 분석시, 시기에 따라 그 영향이 다르게 나타난다’이므로 10개국 대상 전체 기간 및 금융위기 전·후 금리, 통화량 및 주택가격 중심으로 누적 충격반응함수 결과를 정리하였다.

누적 충격반응함수 결과는 <표 10>과 같다.

미국 기준금리 변동이 주택가격 변동에 미치는 영향은 전체기간 국가별로 상이하게 나타났다. 금융위기 전에는 8개 국가에서 양(+)의 영향을 나타냈으나 금융위기 후 9개 국가에서 음(-)의 영향을 나타내어 금융위기 후 부호가 음(-)으로 변화하였다.

단기 금리 변동이 주택가격 변동에 미치는 영향은 전체기간 8개 국가에서 음(-)의 영향을 나타냈다. 금융위기 전 6개 국가에서 음(-)의 영향을 나타냈으나 우리나라와 캐나다의 양(+)의 영향, 영국은 양(+)에서 음(-)으로 전환되었고 독일은 거의 영향이 없었다. 금융위기 후에는 국가별로 상이한 영향을 나타내어 금융위기 후 그 영향이 감소한 것으로 판단되며 Dokko 외(2011), Glaser et al.(2013), 손종철(2010), 엄근용 외(2016), 김재윤·최창규(2021)의 연구와 일치하는 결과를 나타냈다.

통화량 변동이 주택가격 변동에 미치는 영향은 전체기간 8개 국가에서 양(+)의 영향을 나타냈다. 금융위기 전 5개 국가에서 양(+), 5개 국가에서 음(-)의 영향을 나타내어 국가별로 상이했으나, 금융위기 후 호주, 스페인을 제외한 8개 국가에서 양(+)의 영향을 나타내어 금융위기 후 그 영향이 증가한 것으로 판단되며 Meltzer(1995), Lastrapes(2002), Roffia et al.(2007), 엄근용 외(2016), 최남진(2019) 등의 연구와 동일한

결과를 나타냈다.

미국 기준금리 변동이 통화량 변동에 미치는 영향은 전체기간 6개 국가에서 음(-)의 영향을 나타냈다. 금융위기 전 6개 국가에서 양(+)의 영향을 나타냈으나 금융위기 후 10개 국가에서 음(-)의 영향을 나타내어 금융위기 후 부호가 음(-)으로 변화되고 영향이 증가한 것으로 나타났다.

단기 금리 변동이 통화량 변동에 미치는 영향은 전체기간 국가별로 상이하게 나타났다. 금융위기 전에는 8개 국가에서 음(-)의 영향을 나타냈고 금융위기 후에도 8개 국가에서 음(-)의 영향을 나타냈으나 금융위기 후 충격의 크기가 감소하여 그 영향이 감소한 것으로 나타났다.

누적 충격반응함수 결과를 요약하면 다음과 같다.

금융위기 전에는 단기금리 변동은 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치고, 통화량 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향은 국가별로 상이하게 나타났다.

금융위기 후에는 단기금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향은 국가별로 상이하게 나타났고, 통화량 변동은 주택가격 순환변동에 양(+)의 영향을 미치고, 미국 기준금리 변동은 통화량에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 미국 기준금리 변동이 통화량 변동을 통해 주택가격 순환변동에 영향을 미쳤다고 판단된다.

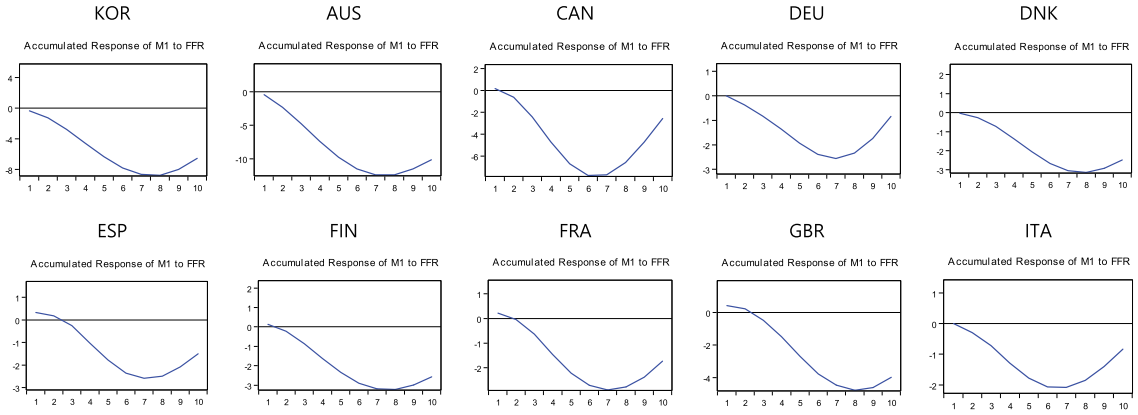
금융위기 전·후 영향 변화를 요약하면 단기금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향은 감소했고, 통화량 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향과 미국 기준금리 변동이 통화량 변동에 미치는 영향은 증가했다.

금융위기 후 영향이 확대된 미국기준금리, 통화량, 주택가격 순환변동에 대한 국가별 충격반응함수 결과는 <그림 3.4.5>와 같다.

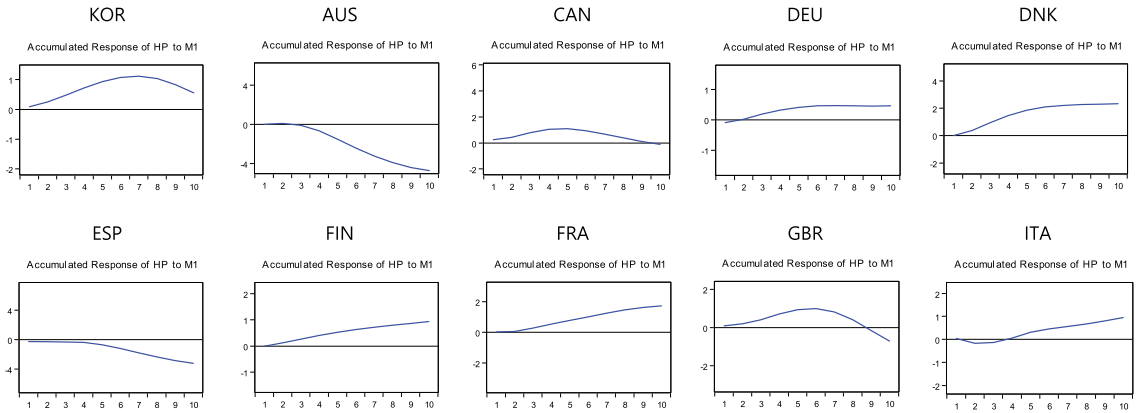
<표 10> 국가별 충격반응함수(누적) 결과 요약

구 분	전체 기간	금융위기 전	금융위기 후	금융위기 전·후 영향변화
FFR→HP	국가별로 상이한 영향	8개 국가 양(+)의 영향	9개 국가 음(-)의 영향	부호변화, 영향 증가
SIR→HP	8개 국가 음(-)의 영향	6개 국가 음(-)의 영향	국가별로 상이한 영향	영향 감소
M1→HP	8개 국가 양(+)의 영향	국가별로 상이한 영향	8개 국가 양(+)의 영향	부호 변화, 영향 증가
FFR→M1	6개 국가 음(-)의 영향	6개 국가 양(+)의 영향	10개 국가 음(-)의 영향	부호 변화, 영향 증가
SIR→M1	국가별로 상이한 영향	8개 국가 음(-)의 영향	8개 국가 음(-)의 영향	영향 감소

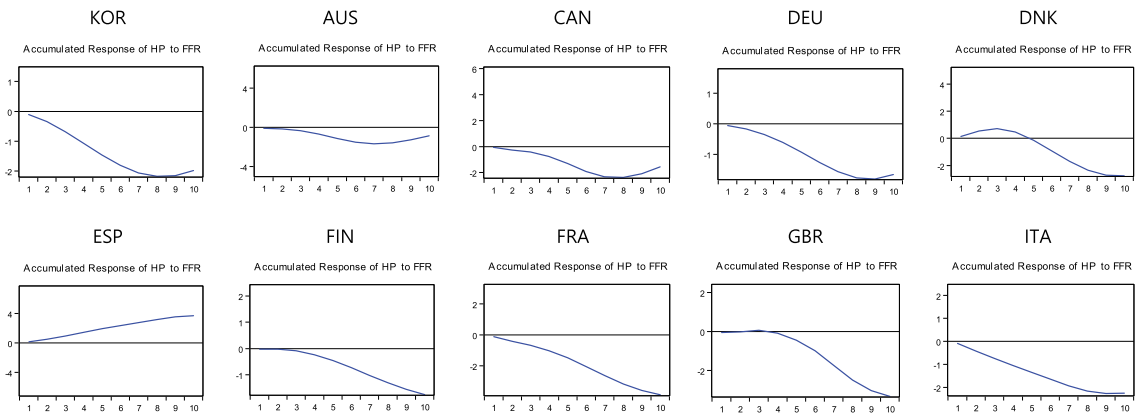
<그림 3> 미국 기준금리 변동에 대한 통화량 변동 충격반응함수(누적) - 금융위기 후



<그림 4> 통화량 변동에 대한 주택가격 순환변동 충격반응함수(누적) - 금융위기 후



<그림 5> 미국 기준금리 변동에 대한 주택가격 순환변동 충격반응함수(누적) - 금융위기 후



<그림 3>은 금융위기 후 미국 기준금리 변동에 대한 통화량 변동의 누적 충격반응함수 결과이다. 분석대상 10개국 모두 음(-)의 영향을 나타냈다.

<그림 4>는 금융위기 후 통화량 변동에 대한 주택가격 순환변동의 누적 충격반응함수 결과이다. 분석대상 10개국 중 호주와 스페인을 제외한 8개국에서 양(+)의 영향 또는 양(+)의 영향을 미친 후 음(-)으로 전환되었다.

<그림 5>는 금융위기 후 미국 기준금리 변동에 대한 주택가격 순환변동의 누적 충격반응함수 결과이다. 분석대상 10개 중 스페인을 제외한 9개국에서 음(-)의 영향을 나타냈다.

10개국 각 국가별 누적 충격반응함수 결과는 부록 <그림 F,G,H>를 참고하기 바란다.

누적 충격반응함수 결과 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량에 영향을 미치고 통화량이 주택가격에 영향을 미치는 현상이 두드러지게 나타났는데 이는 앞서 진행한 그랜저 인과관계 검정 결과와 유사한 결과를 나타냈다.

5) 분산 분해

분산분해 결과, 전체 기간에는 부록 <그림 I>와 같이 주택가격 순환변동에 대한 설명력이 국가별로 상이하게 나타났다. 호주, 덴마크, 스페인, 핀란드, 프랑스는 단기 금리의 설명력이 높고, 캐나다, 독일, 이탈리아는 통화량의 설명력이 높았으며 우리나라와 영국은 미국 기준금리의 설명력이 높은 것으로 나타났다. 통화량 변동에 대한 설명력은 단기 금리 변동보다 미국 기준금리 변동이 높게 나타났다.

금융위기 전에는 부록 <그림 J>와 같이 주택가격 순환변동에 대한 설명력이 국가별로 상이하게 나타났다. 우리나라, 스페인, 프랑스, 영국은 단기 금리의 설명력이 높고, 호주, 덴마크, 이탈리아는 통화량의 설명력이 높았으며 캐나다, 독일, 핀란드는 미국 기준금리의 설명력이 높은 것으로 나타났다. 또한 통화량 변동에 대한 설명력도 국가별로 상이하게 나타났다. 우리나라, 캐나다, 독일, 프랑스, 영국은 단기 금리의 설명력이 높고, 호주, 덴마크, 스페인, 핀란드, 이탈리아는 미국 기준금리의 설명력이 높게 나타났다.

금융위기 후에는 부록 <그림 K>와 같이 호주, 캐나다, 스페인을 제외한 7개국에서 주택가격 순환변동에 대한 미국 기준금리의 설명력이 높게 나타났고, 통화

량 순환변동에 대한 미국 기준금리의 설명력이 10개국에서 높게 나타났다.

이는 금융위기 후 미국 기준금리가 통화량에 영향을 미치고 통화량이 주택가격에 영향을 미친 충격반응함수 및 그랜저 인과관계검정 결과와 유사한 결과를 나타냈다.

V. 결론

최근 주택 가격이 최고치를 경신하는 상황에서 한국 은행이 금리를 인상하고 추가적인 인상 가능성을 언급하였으며 미국 기준금리 인상이 전망되자 주택가격 하락 가능성에 관심이 집중되고 있다.

본 연구의 분석대상 기간은 2000년 1분기부터 2020년 4분기까지 총 84분기로 미국 기준금리 및 국가별 단기금리, 통화량지수, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격지수를 변수로 활용하였다. HP필터를 적용하여 추세와 순환변동으로 분리 후 순환변동 자료를 구조 벡터자기회귀 모형으로 분석한 결과는 다음과 같다.

누적 충격반응함수 결과, 전체기간에는 단기금리 변동이 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치고, 통화량 변동이 주택가격 순환변동에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 금융위기 전에는 금리 변동의 영향이 유동성 변동의 영향보다 크게 나타났다. 단기금리 변동은 주택가격 순환변동 및 통화량 변동에 음(-)의 영향을 미치고 미국 기준금리 변동은 주택가격 순환변동 및 통화량 변동에 양(+)의 영향을 미치며 통화량 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향은 국가별로 상이하게 나타났다. 금융위기 후에는 통화량 변동의 영향이 확대되었다. 미국 기준금리 변동이 통화량 변동 및 주택가격 순환변동에 미치는 영향이 확대되었고 단기금리의 영향은 상대적으로 감소하였다.

분산 분해 결과, 전체기간에는 주택가격 순환변동에 대한 설명력은 국가별로 상이하게 나타났고 통화량 변동에 대한 설명력은 단기 금리 변동보다 미국 기준금리 변동이 높게 나타났다. 금융위기 전에는 주택가격 순환변동 및 통화량 변동에 대한 설명력이 국가별로 상이하게 나타났다. 금융위기 후에는 주택가격 순환변동에 대한 미국 기준금리의 설명력이 높게 나타났고, 통화량 순환변동에 대한 미국 기준금리의 설명

력이 높게 나타났다.

위 실증분석 결과, 금융위기 전에는 단기금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이 컸으나 금융위기 후에는 단기금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향은 감소하고 통화량 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이 확대되어 '금리와 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 종합적으로 분석시, 시기에 따라 그 영향이 다르게 나타난다'는 본 연구의 가설을 검증하였다.

위 결과와 같이 금융위기 후 금리의 영향은 감소하고 유동성의 영향은 확대됨에 따라 금리가 하락 추세를 벗어나 상승으로 전환되더라도 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 통화량 증가가 지속되는 경우 주택가격은 하락하지 않는 것으로 나타났다. 이 결과를 통해 선행연구 중 금융위기 후 금리변동이 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않는 이유를 실증분석하였다.

따라서 향후 한국은행이 추가로 금리를 인상하고 미국 FRB가 금리를 인상하더라도 분석기간의 조건과 동일하게 통화량 잔액이 줄어들지 않는 한 주택가격 순환변동은 하락하지 않을 것으로 예측된다.

위 결과를 통해 도출한 본 연구의 의의는 다음과 같다.

첫째, 금융위기 전에는 주택가격에 대한 각 국가별 통화정책 및 주택정책의 영향이 컸으나 금융위기 후에는 글로벌 통화정책의 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 그러나 이는 우리나라만의 상황이 아닌 전 세계적인 현상으로 정부 주택 담당자는 정책 수립시 국내 주택 시장 뿐만 아니라 글로벌 통화정책을 고려하고 한국은행 통화정책과 궤를 같이하는 정책을 수립해야 한다.

둘째, 미국 기준금리 변동은 국내 금리 및 유동성 변동을 통해 주택시장에 영향을 미치는데 금융위기 후 미국 기준금리 변동이 통화정책을 통해 글로벌 통화량에 음(-)의 영향을 미치고 통화량은 기대경로를 통해 각 국가의 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 경로가 명확하게 나타났다. 미국 기준금리 변동이 국내 유동성 변동에 미치는 영향은 통제하기 힘들지만 유동성 변동이 주택가격에 영향을 미치는 경로는 정책을 통해 일정부분 통제가 가능한 경로이다. 따라서 정부의 주택 정책 담당자는 신규 주택 공급, 대출 규제, 보유 및 양도세 강화 등 주택 관련 정책 수립시 주택 수요자들의 심리에 영향을 미칠 수 있을 정도로 명확하고 일

관성 있게 수립해야 한다.

본 연구는 미국 기준금리 변동이 주요국 금리 및 유동성에 미치는 영향을 분석하였으나 대상국가에 미국을 제외하였고 변수에 미국 통화량을 제외한 한계를 갖는다. 미국을 분석대상 국가로 검토하였으나 2020년 통화량이 전년 대비 3배 이상 급증하는 통계적 이상치가 발생하여 HP필터 또는 차분을 적용해도 단위근이 존재하여 다른 국가와 동일한 조건으로 벡터자기회귀 분석이 불가능하여 대상 국가 및 변수에서 제외하였다. 따라서 다른 실증분석 방법을 활용하여 미국 및 미국 통화량 변수를 포함한 연구가 필요하며 이 부분은 추후 과제로 남겨둔다.

논문접수일 : 2021년 10월 15일

논문심사일 : 2021년 10월 22일

게재확정일 : 2021년 12월 2일

참고문헌

1. 강민석 · 조주현, “주택경기 순환주기 분석”, 『주택연구』 제13권 제3호, 2005, pp. 69-95
2. 금기조 · 김병량, “VECM을 이용한 수신금리와 대출금리가 주택매매가격지수에 미치는 영향”, 『글로벌경영학회』 제12권 제2호, 2015, pp. 181-198
3. 김건홍, “한국의 통화정책 파급과정에서 주택담보대출 신용경로 및 환율경로”, 『한국경제의분석』 제17권 제2호, 2011, pp. 127-178
4. 김경민, “통화정책 및 실물금융변수와 주택가격간 동학적 상관관계 분석”, 『부동산학보』 제70권, 2017, pp. 206-220
5. 김남현 · 장한익, “금리가 주택가격에 미치는 영향과 요인”, 『주택금융연구』 제2권, 2018, pp. 5-39
6. 김문성 · 배형, “주택가격지수의 순환주기변동과 거시경제변수의 영향 분석”, 『부동산연구』 제25권 제3호, 2015, pp. 7-25
7. 김상엽 · 엄수원 · 윤만식, “주택금융규제정책이 공동주택가격에 미치는 영향 연구”, 『부동산학보』 제81권, 2020, pp. 87-102
8. 김영도, “주택담보대출규제가 주택가격에 영향을 미치는 경로 분석”, 『금융연구』 제32권 제4호, 2018, pp. 1-35
9. 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매 · 전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석”, 『경제학연구』 제60권 제3호, 2012, pp. 127-153
10. 김재윤 · 최창규, “금리변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향”, 『부동산학연구』 제27권 제3호, 2021, pp. 7-30
11. 김중규 · 정동준, “유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석”, 『주택연구』 제20권 제1호, 2011, pp. 105-125
12. 노민지, 유선중, “소비자 심리와 아파트 실거래가격 간 관계 분석”, 『국토연구』 제89권, 2016, pp. 3-13
13. 문규현, “금리변화가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 『금융공학연구』 제18권 제1호, 2019, pp. 1-20
14. 문권순, “벡터자기회귀(VAR)모형의 이해”, 『통계분석연구』 제2권 제1호, 1997, pp. 23-56
15. 박승록, 『Stata를 이용한 응용계량경제학』, 박영사, 2020
16. 박유현, “주택담보대출규제는 아파트가격 안정화에 효과적인가?”, 『주택연구』 제26권 제4호, 2018, pp. 105-124
17. 배진성 · 구재운, “통화정책과 주택가격의 동학적 관계 : SVAR 모형에 의한 분석”, 『산업경제연구』 제27권 제5호, 2014, pp. 1897-1917
18. 성용림, 유정석, “주택가격에 대한 환율의 동태적 파급효과 분석”, 『부동산학보』 제54권, 2013, pp. 244-257
19. 손종철, “통화정책 및 실물 금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석”, 『경제학연구』 제58권 제2호, 2010, pp. 179-219
20. 송인호, “주택시장과 거시경제의 관계”, 『부동산 도시연구』 제8권 제1호, 2015, pp. 47-65
21. 엄근용 · 진창하, “유동성의 변동이 주택가격 변동성에 미치는 영향”, 『주택연구』 제24권 제4호, 2016, pp. 5-28
22. 이근영 · 김남현, “금리와 주택가격”, 『경제학연구』 제64권 제4호, 2016, pp. 45-82
23. 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제 : SVAR분석”, 『부동산학연구』 제14권 제3호, 2008, pp. 129-147
24. 이용혁 · 신승우, “주택시장을 통한 통화정책 전달경로 분석 : SVAR 접근”, 『부동산 도시연구』 제13권 제1호, 2020, pp. 25-45
25. 이태리 · 송인호, “통화정책의 주택시장 파급경로 연구”, 『주택연구』 제23권 제3호, 2015, pp. 31-62
26. 이태리 · 조정희, “미국 금리 인상의 한국 주택시장 파급효과 연구”, 『주택연구』 제24권 제4호, 2016, pp. 29-54
27. 임대봉, “주택시장의 대출규제(LTV,DTI)와 주택가격, 그리고 가계부채에 관한 연구”, 『국토계획』 제48권 제3호, 2013, pp. 361-381
28. 임대봉, “유동성이 추가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석”, 『부동산학보』 제61권, 2015, pp. 80-93
29. 임재만 · 임미화, “주택시장 참여자 심리와 주택시장의 관계”, 『한국지역개발학회지』 제28권 제2호, 2016, pp. 147-163
30. 장영길, “저금리가 주택가격을 상승시키는가?”, 『부동산학연구』 제23권 제1호, 2017, pp. 39-48
31. 전해정, “유동성 관련 변수가 주택가격에 미치는 영향 및 정책적 시사점”, 『한국경제지리학회지』 제15권 제4호, 2012, pp. 585-600
32. 전해정, “자산가격결정이론에 기반한 주택가격결정요인 분석에 대한 연구”, 『부동산학보』 제52권, 2013, pp. 241-255
33. 전해정, “서울시 주택매매가격 순환주기변동에 거시경제변수가 미치는 영향”, 『부동산학보』 제77권 제1호, 2019, pp. 109-121
34. 전현진, 권선희, “유동성과 주택가격의 기대심리가 실질주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 『디지털융복합연구』 제18권 제11호, 2020, pp. 43-49
35. 정대석, “주택가격과 전월세의 관계 구조해석 : 자본환원을 결정 구조를 중심으로”, 『도시정책연구』 제11권 제2호, 2020, pp. 41-58
36. 조하현, “우리나라 경기변동현상의 특성과 연구과제 : Hodrick - Prescott 필터에 의한 분석”, 『경제학연구』 제39권 제2호, 1991, pp. 285-313
37. 최남진, “통화량 변동성과 주택가격 변동성 간 관계에 관한 연구”, 『부동산분석』 제5권 제3호, 2019, pp. 1-17
38. 최영상 · 고성수, “통화정책이 부동산가격 변동성에 미치는 영향에 관한 연구”, 『부동산연구』 제25권 제4호, 2015, pp. 7-19
39. 최윤영 · 김지현 · 조경철, “SVAR 모형을 이용한 대출금리, 주택소비심리 주택시장 간의 파급효과 분석”, 『국토연구』 제95권, 2017, pp. 3-20
40. 최차순, “주택가격과 주택규제정책과의 관계 연구”, 『예술인문사회융합멀티미디어논문지』 제9권 제9호, 2019, pp. 1031-1040
41. 최희갑, “주택가격과 거시경제 : 구조적 VEC모형”, 『국토연

- 구」 제79권, 2013, pp. 91-109
42. 한동근, “환율과 주택시장 : 한국의 경험”, 「국토연구」 제54권, 2007, pp. 157-174
 43. 허종만·이영수, “이자율 변동의 주택시장 파급효과 분석”, 「부동산분석」 제4권 제1호, 2018, pp. 55-70
 44. 홍기석, “우리나라 주택가격과 자산가격 모형”, 「한국경제연구」 제27권, 2009, pp. 157-187
 45. 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
 46. Brzoza-Brzezina, Michal, Marcin Kolasa, Krzysztof Makarski, “Macroprudential policy instruments and economic imbalances in the Euro Area”, Working paper series, Vol. No. 1589, 2013, pp. 1-35
 47. 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
 48. Elbourne, Adam, “The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism”, *Journal of housing economics*, Vol. 17, 2008, pp. 65-87
 49. Gelain, Paolo, Kevin J. Lansing, “House prices, expectations, and time-varying fundamentals”, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 29, 2014, pp. 3-25
 50. 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
 51. 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
 52. Iacoviello, Matteo, Raoul Minetti, “The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the housing Market”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, 2006, pp. 69-96
 53. Igan, Deniz, Heedon Kang, “Do Loan-to-Value and Debt-to-Income Limits Work? Evidence from Korea”, *IMF Working paper*, Vol. 11 No. 297, 2011, pp. 3-34
 54. Lastrapes, William D., “The Real Price of Housing and Monetary Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 11 No. 1, 2002, pp. 40-74
 55. Meltzer, Allan H., “Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9 No. 4, 1995, pp. 49-72
 56. Roffia, Barbara, Andrea Zaghini, “Excess Money Growth and Inflation Dynamics”, *International Finance*, Vol. 10 No. 3, 2007, pp. 241-280
 57. Shi, Song, Jyh-Bang Jou, David Tripe, “Can Interst rate really control house price? Effectiveness and implications for macro prudential policy”, *journal of Banking&Finance*, Vol. 47, 2014, pp. 15-28
 58. Tsai, I-Chun, “Monetary policy and bubbles in the national and regional UK housing markets”, *Urban Studies*, Vol. 52 No. 8, 2015, pp. 1471-1488
 59. 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
 60. 국민은행 리브부동산 KB통계, <https://onland.kbstar.com/quics?page=C060741>
 61. 한국은행 <https://www.bok.or.kr>
 62. Federal Reserve Bank of St.Louis Economic Data, <https://fred.stlouisfed.org>
 63. OECD Data, <https://data.oecd.org>

<국문요약>

글로벌 금리 및 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향

- 미국 기준금리 변동이 주요국에 미치는 영향을 중심으로 -

김 재 윤 (Kim, Jae Yoon)
최 창 규 (Choi, Chang Gyu)

최근 주택 가격이 최고치를 경신하는 상황에서 한국은행이 금리를 인상하였고, 미국 FRB가 금리 인상을 예고 하자 주택가격 하락 가능성에 관심이 집중되고 있다. 따라서 본 연구는 국내를 포함한 글로벌 주요 10개국을 대상으로 전체 기간, 금융위기 전·후로 기간을 구분하여 금리 및 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 실증분석 하였다.

본 연구는 '금리와 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향을 종합적으로 분석시, 시기에 따라 그 영향이 다르게 나타난다'는 가설을 설정하고 충격반응함수, 분산분해 결과를 통해 실증 분석을 진행하였다.

실증분석 결과, 금융위기 전에는 금리 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이 크고 국가별로 상이한 영향을 미쳤으나 금융위기 후에는 미국 기준금리 변동에 따른 유동성 변동이 주택가격 순환변동에 미치는 영향이 확대되었고 분석대상 국가의 대부분에서 유사한 결과를 나타냈다.

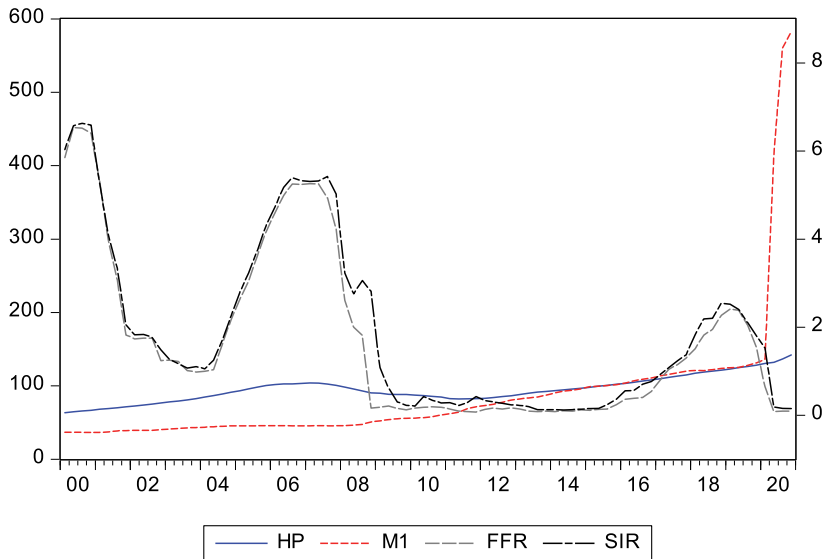
금융위기 후 금리의 영향은 감소하고 유동성의 영향은 확대됨에 따라 금리가 하락 추세를 벗어나 상승으로 전환되더라도 더 큰 영향을 미치는 통화량 증가가 지속되는 경우 주택가격은 하락하지 않는 것으로 나타났다. 이 결과를 통해 선행연구 중 금융위기 후 금리변동이 주택가격 순환변동에 음(-)의 영향을 미치지 않는 이유를 실증 분석 하였다.

따라서 향후 한국은행이 추가로 금리를 인상하고 미국 FRB가 금리를 인상하더라도 분석기간의 조건과 동일하게 통화량 잔액이 줄어들지 않는 한 주택가격 순환변동은 하락하지 않을 것으로 예측된다.

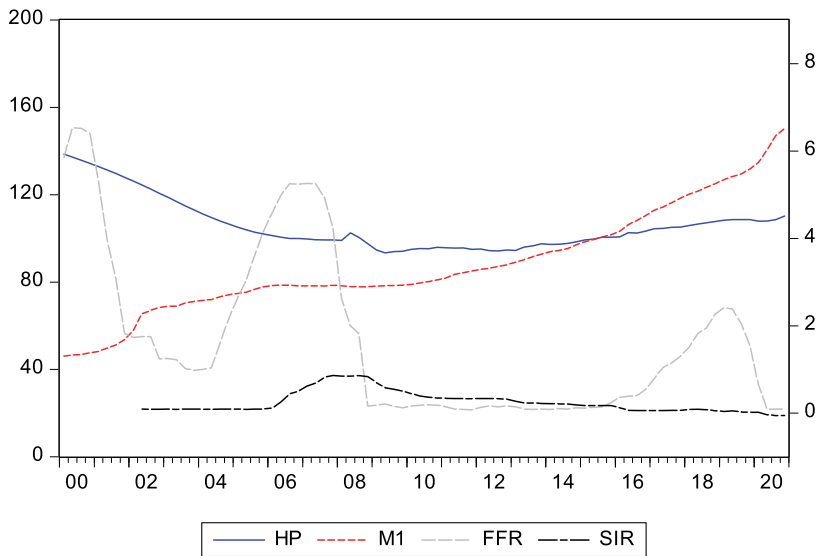
주 제 어 : 미국 기준금리, 유동성, 통화정책, 주택가격, 구조 벡터자기회귀모형

<부록>

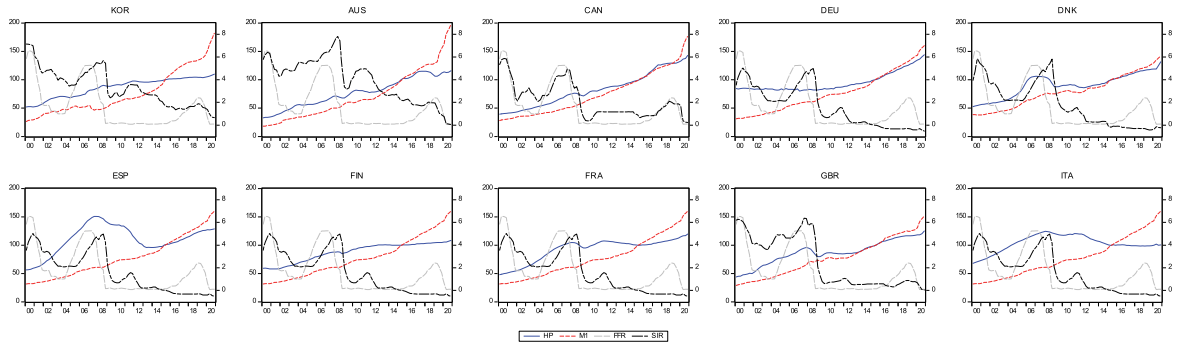
<그림 A> 미국 금리(미국 기준금리, 단기금리), 통화량, 주택가격 원자료 시계열



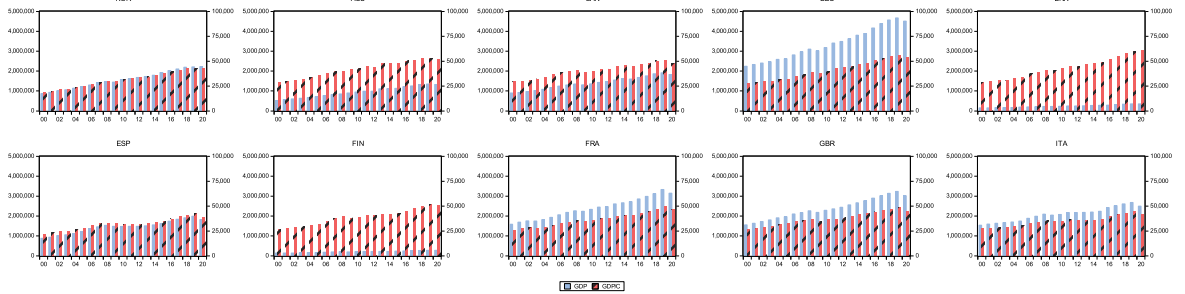
<그림 B> 일본 금리(미국 기준금리, 단기금리), 통화량, 주택가격 원자료 시계열



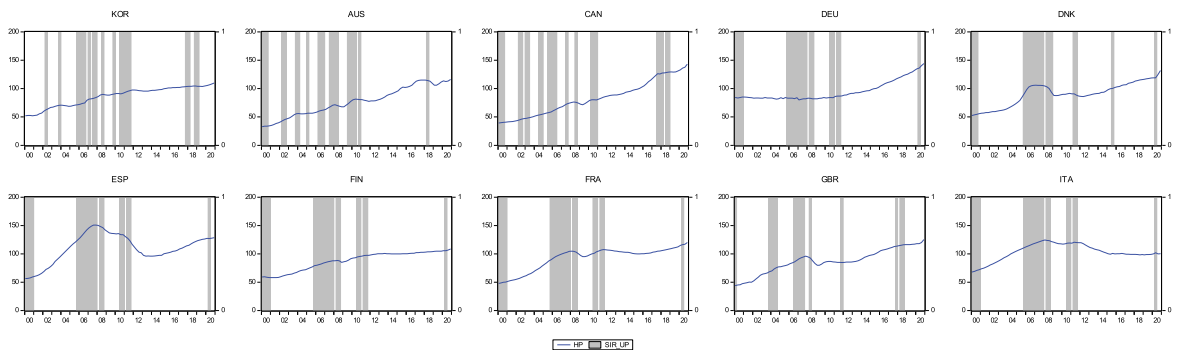
<그림 C> 국가별 금리, 통화량 및 주택가격(원자료) 시계열



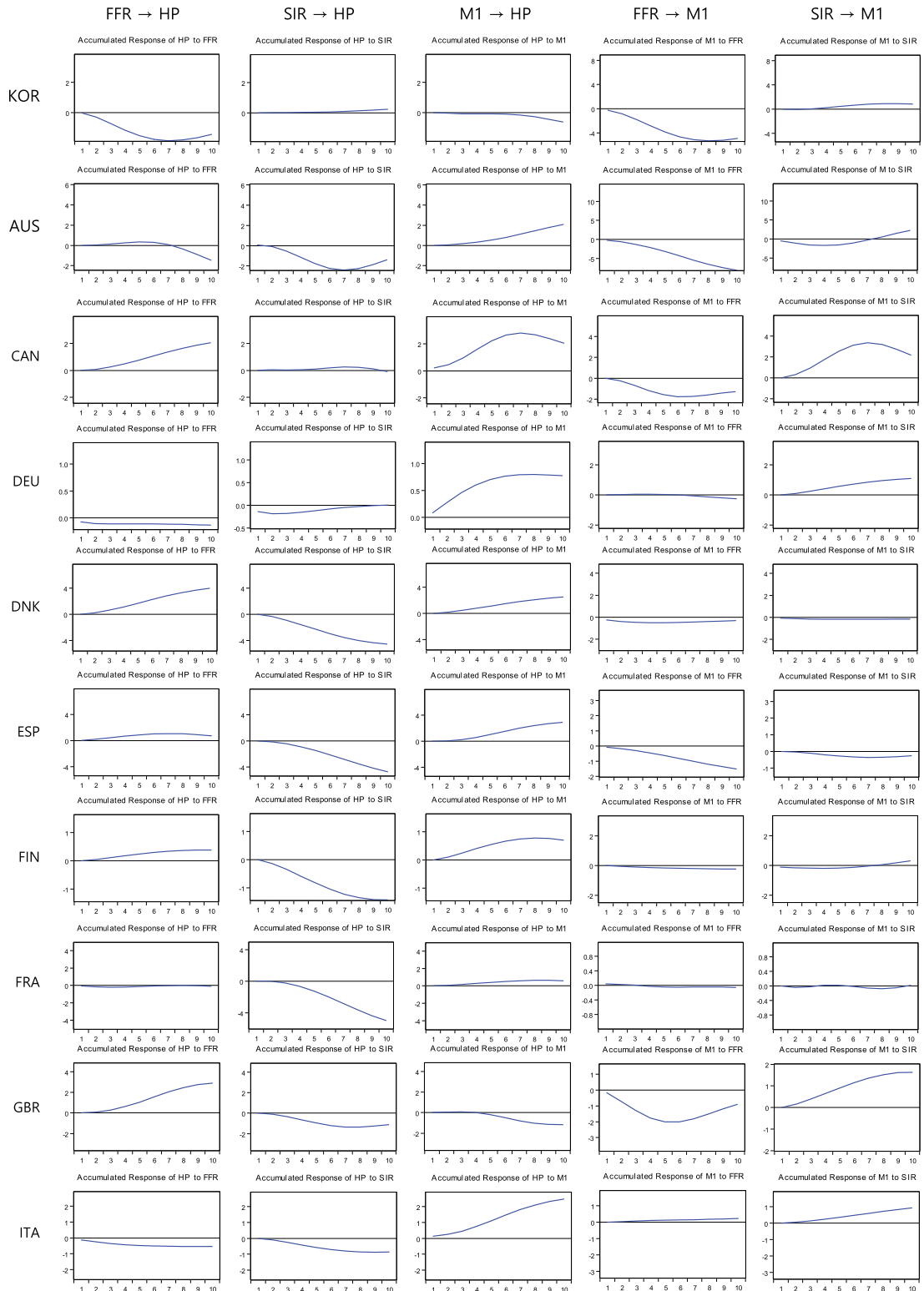
<그림 D> 국가별 GDP, 1인당 GDP 비교



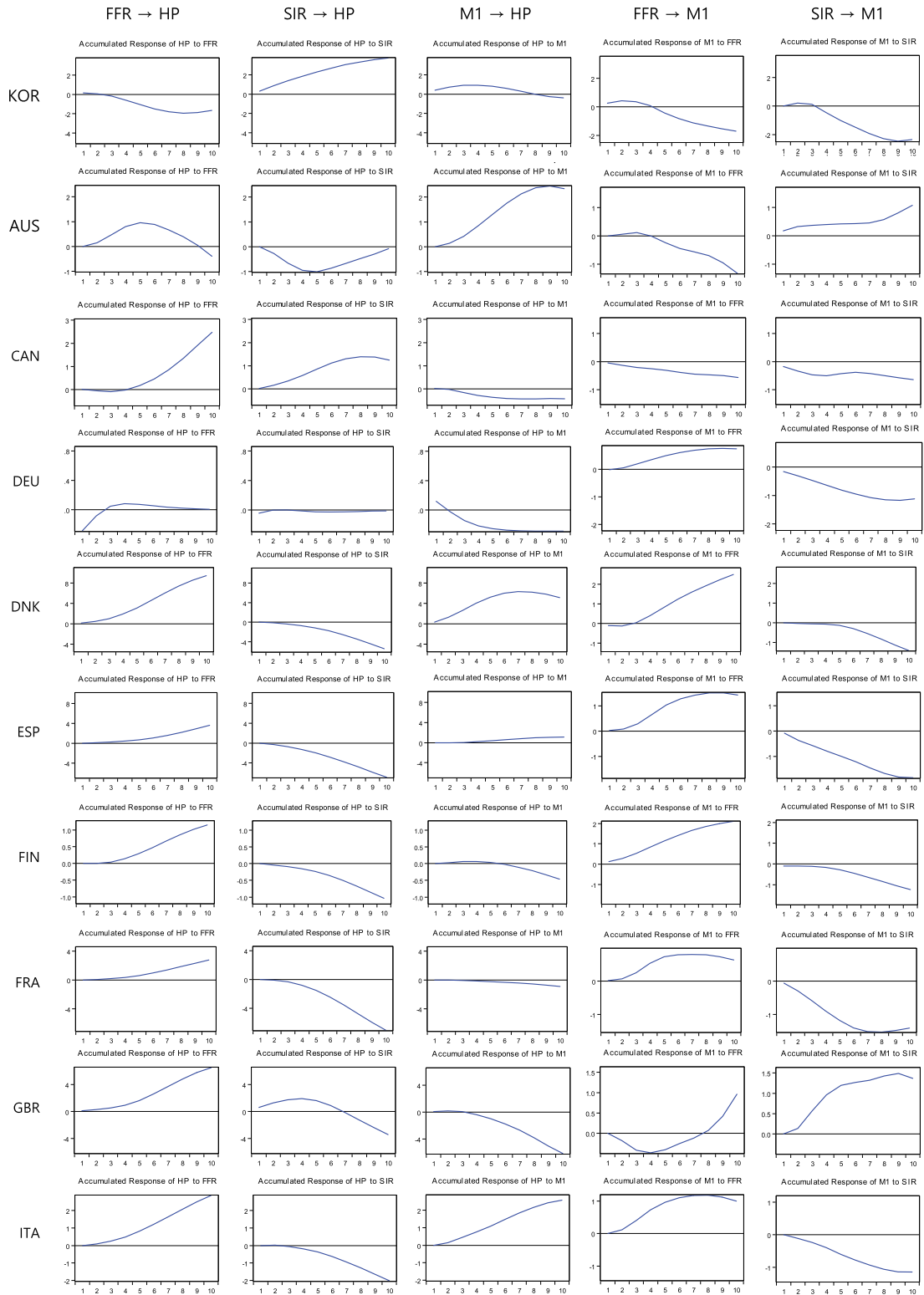
<그림 E> 국가별 단기금리 상승기 주택가격(원자료) 시계열



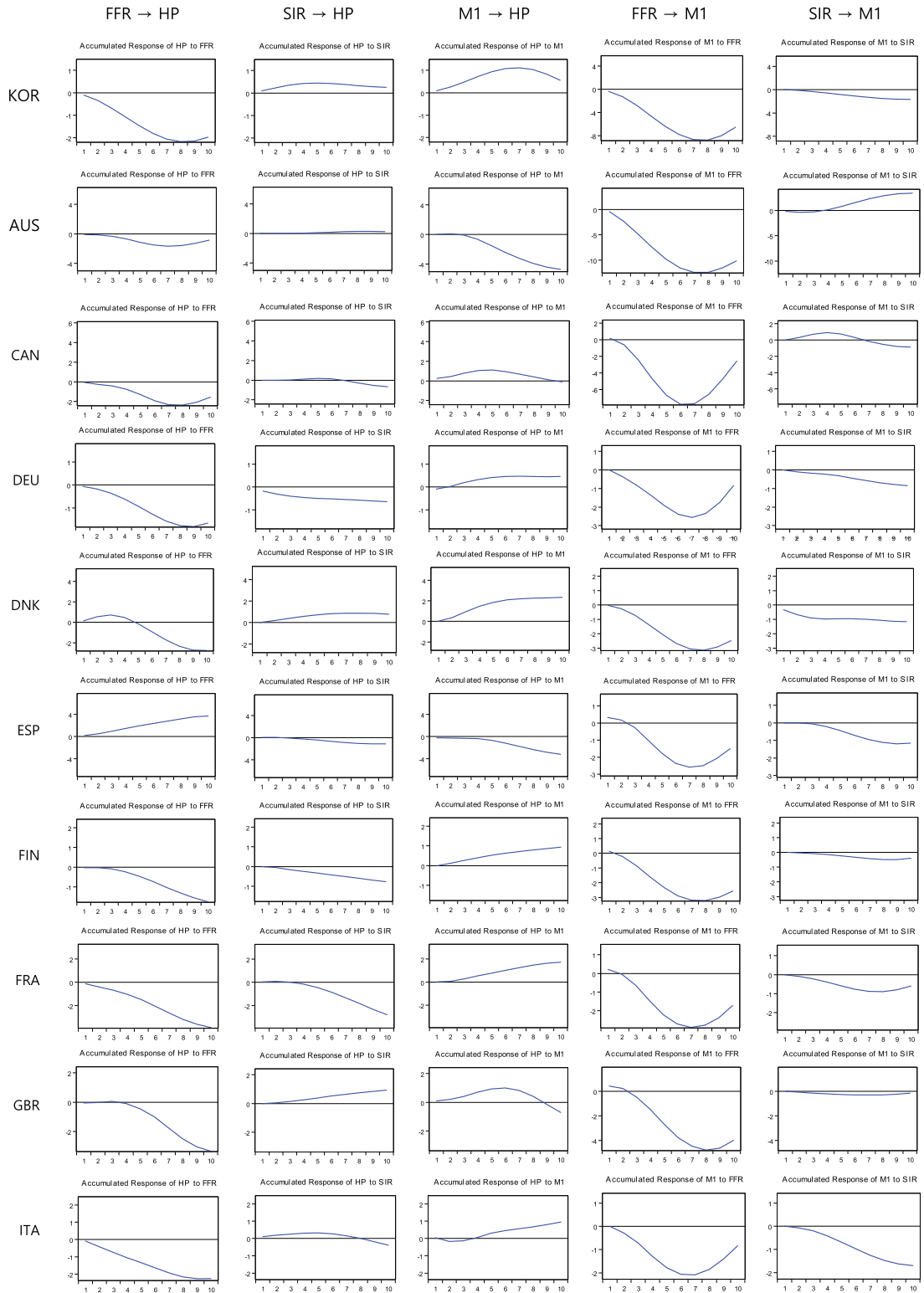
<그림 F> 주택가격 및 통화량 순환변동 충격반응함수(누적) - 전체 기간



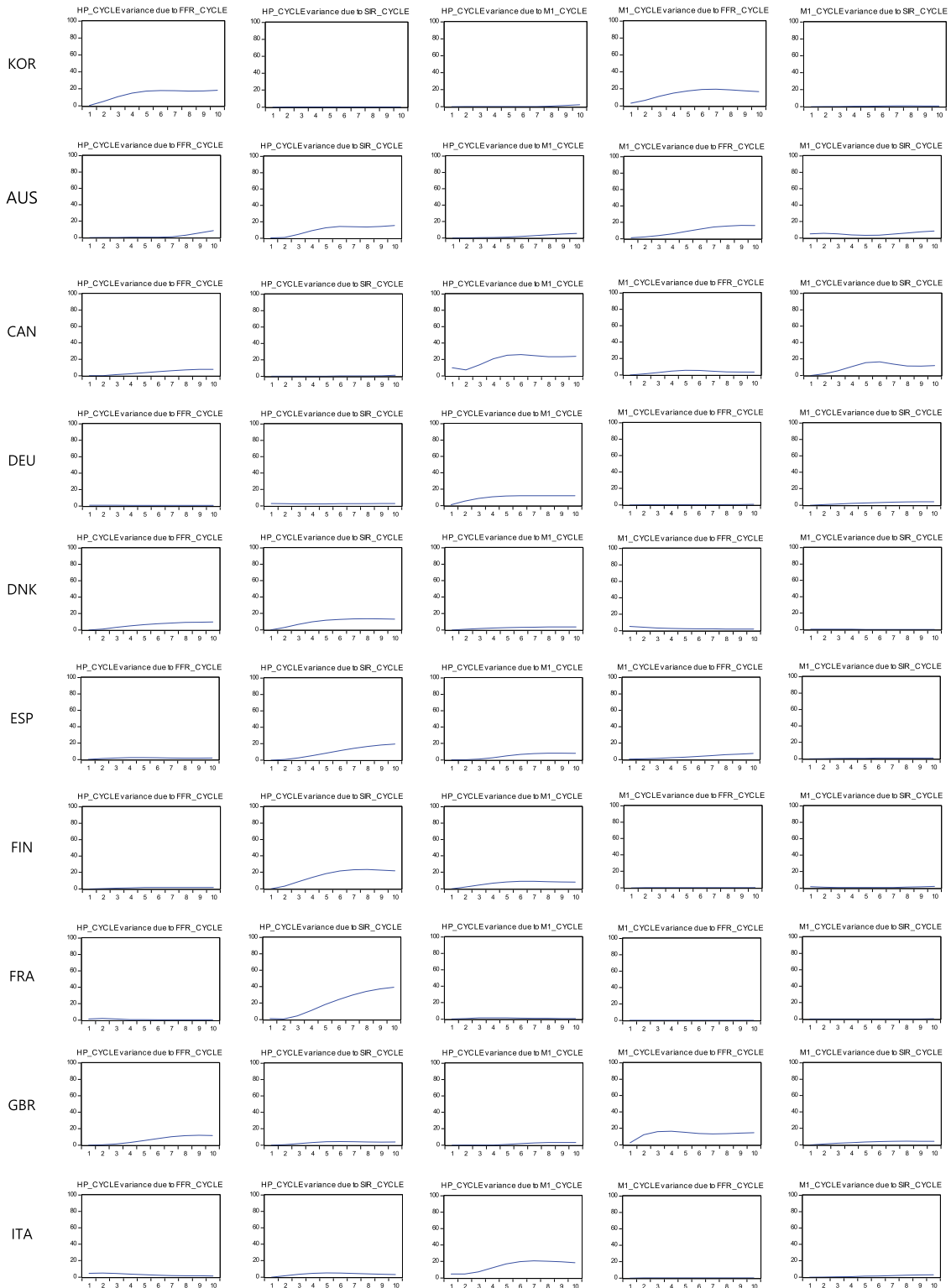
<그림 G> 주택가격 및 통화량 순환변동 충격반응함수(누적) - 금융위기 전



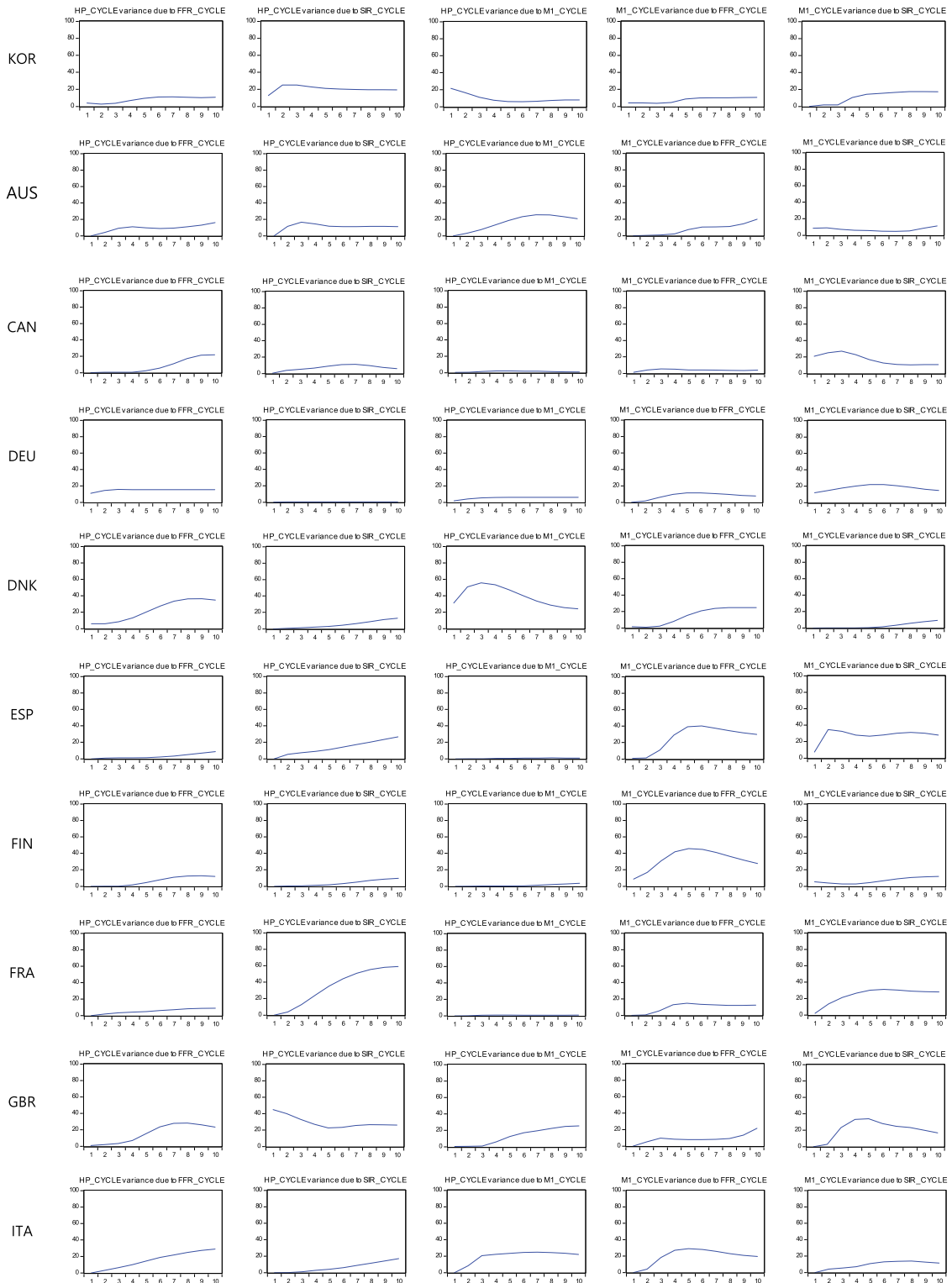
<그림 H> 주택가격 및 통화량 순환변동 충격반응함수(누적) - 금융위기 후



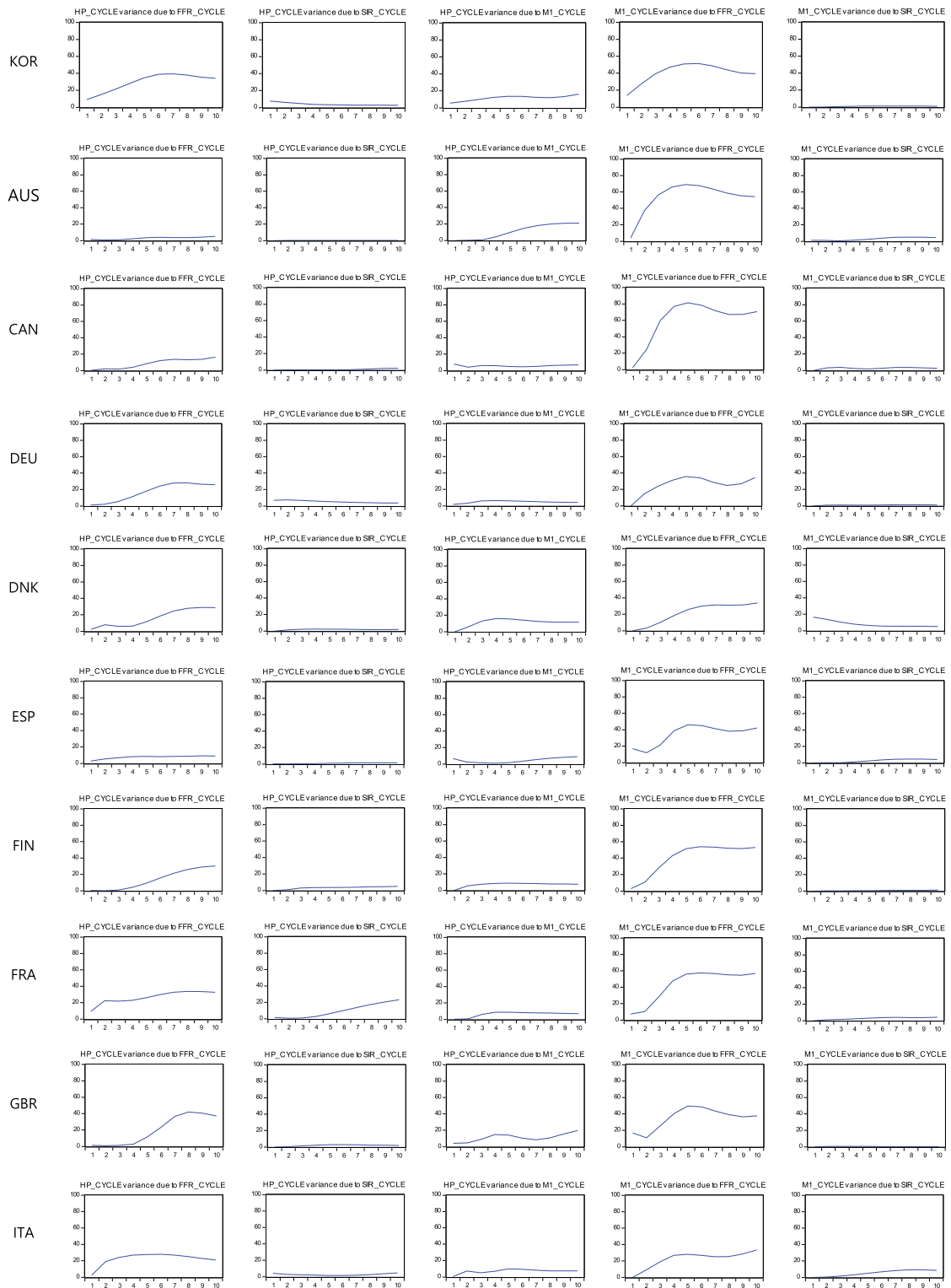
<그림 1> 주택가격 및 통화량 순환변동 분산분해 결과 - 전체 기간



<그림 J> 주택가격 및 통화량 순환변동 분산분해 결과 - 금융위기 전



<그림 K> 주택가격 및 통화량 순환변동 분산분해 결과 - 금융위기 후



<표 A> 주택가격 및 통화량 순환변동 그래저 인과관계 검정 결과

구 분			FFR ⇨ HP	SIR ⇨ HP	M1 ⇨ HP	FFR ⇨ M1	SIR ⇨ M1
KOR	전체기간	f	1.599	5.863	2.884	1.375	0.711
		p	0.208	0.004***	0.061*	0.258	0.494
	금융위기 전	f	0.872	3.561	0.951	1.394	2.096
		p	0.429	0.041**	0.398	0.264	0.141
	금융위기 후	f	2.842	3.652	1.947	17.364	0.403
		p	0.069*	0.034**	0.155	0.000***	0.670
AUS	전체기간	f	1.599	5.863	2.884	1.375	0.711
		p	0.208	0.004***	0.061*	0.258	0.494
	금융위기 전	f	0.872	3.561	0.951	1.394	2.096
		p	0.429	0.041**	0.398	0.264	0.141
	금융위기 후	f	2.842	3.652	1.947	17.364	0.403
		p	0.069*	0.034**	0.155	0.000***	0.670
CAN	전체기간	f	1.133	1.484	5.781	0.890	0.196
		p	0.347	0.216	0.000***	0.474	0.939
	금융위기 전	f	2.154	2.230	0.268	1.445	1.679
		p	0.108	0.098*	0.894	0.252	0.190
	금융위기 후	f	2.335	2.186	4.546	11.253	0.113
		p	0.074*	0.090*	0.004***	0.000***	0.977
DEU	전체기간	f	0.356	0.211	3.625	0.474	0.868
		p	0.701	0.809	0.031**	0.624	0.423
	금융위기 전	f	0.396	0.276	0.147	2.438	1.778
		p	0.676	0.760	0.863	0.105	0.187
	금융위기 후	f	1.506	0.242	4.611	12.205	0.640
		p	0.233	0.785	0.015**	0.000***	0.532
DNK	전체기간	f	1.267	1.977	6.248	1.121	0.827
		p	0.287	0.145	0.003***	0.331	0.440
	금융위기 전	f	3.138	0.056	4.000	5.671	0.111
		p	0.058*	0.945	0.0296**	0.008***	0.894
	금융위기 후	f	3.501	2.097	5.564	3.255	0.761
		p	0.039**	0.135	0.007***	0.048**	0.473
ESP	전체기간	f	1.513	2.751	3.144	0.474	0.868
		p	0.226	0.070*	0.0487**	0.624	0.423
	금융위기 전	f	2.195	1.011	3.024	2.438	1.778
		p	0.130	0.376	0.064*	0.105	0.187
	금융위기 후	f	0.704	2.935	1.089	12.205	0.640
		p	0.499	0.064*	0.345	0.000***	0.532
FIN	전체기간	f	0.334	6.366	6.831	0.474	0.868
		p	0.716	0.002***	0.001***	0.624	0.423
	금융위기 전	f	4.219	1.257	2.502	2.438	1.778
		p	0.025**	0.300	0.100	0.105	0.187
	금융위기 후	f	2.751	2.261	5.612	12.205	0.640
		p	0.075*	0.116	0.006***	0.0001***	0.532
FRA	전체기간	f	4.878	11.331	5.179	0.474	0.868
		p	0.010**	0.000***	0.007***	0.624	0.423
	금융위기 전	f	7.294	4.056	2.082	2.438	1.778
		p	0.003***	0.028**	0.143	0.105	0.187
	금융위기 후	f	0.562	2.975	4.437	12.205	0.640
		p	0.574	0.061	0.017**	0.000***	0.532
GBR	전체기간	f	0.654	2.813	2.593	1.810	0.501
		p	0.522	0.066*	0.081*	0.170	0.607
	금융위기 전	f	1.381	0.241	4.168	3.077	10.390
		p	0.267	0.787	0.02**	0.061*	0.000***
	금융위기 후	f	4.612	4.105	12.745	13.052	0.705
		p	0.015**	0.023**	0.000***	0.000***	0.499
ITA	전체기간	f	1.791	2.932	10.862	0.474	0.868
		p	0.173	0.059*	0.000***	0.624	0.423
	금융위기 전	f	3.731	1.255	2.886	2.438	1.778
		p	0.036**	0.300	0.072*	0.105	0.187
	금융위기 후	f	0.384	1.901	9.061	12.205	0.640
		p	0.683	0.162	0.000***	0.000***	0.532

주 : * < 0.1, ** < 0.05, *** < 0.01