

패널 자료를 이용한 지역별 주택매매가격 분석: 글로벌 금융위기 전후 기간 비교를 중심으로*

Analysis of the Regional Housing Price using Panel Data: Focusing on the Comparison of the Period Before and After the Global Financial Crisis

구 희 일 (Hee-Il Koo)** · 최 경 옥 (Kyong-Wook Choi)***

〈 Abstract 〉

This study empirically examined the changes in the domestic housing market by region in the aftermath of the global financial crisis. The panel VAR model was used to estimate the change in housing sales price in the period before and after the global financial crisis, using several variables such as internal migration, housing transactions, retail sales index, and household loan balances.

As a result of the analysis, nationwide housing sales price showed a positive response to housing sales price and transactions. At the time of the global financial crisis, nationwide housing sales price showed a positive response to the retail sales shock and the household loan shock in the pre-crisis period and post-crisis period respectively. In metropolitan areas, housing sales price showed a positive response to the retail sales impact in the pre-crisis period and a negative response in the post-crisis period. On the other hand, in non-metropolitan areas, the impact of the household loan shock on the housing sales price positively affected in the post-crisis period.

The results of this study demonstrated that the housing sales price vary not only in time and region but also in the underlying variables that affect housing price. Therefore, characteristics of housing sales price, which include both consumer and investment properties, should be considered when establishing real estate related policies in the future.

키워드 : 주택매매가격, 글로벌 금융위기, 패널 VAR 모형

Keyword : Housing Sales Price Index, Global Financial Crisis, Panel VAR Model

* 세 분의 익명 심사자 분들의 조언에 진심으로 감사드립니다. 이 논문은 2017년도 서울시립대학교 연구년 교수 연구비에 의하여 연구되었음. (This work was supported by the 2017 sabbatical year grant of the University of Seoul)

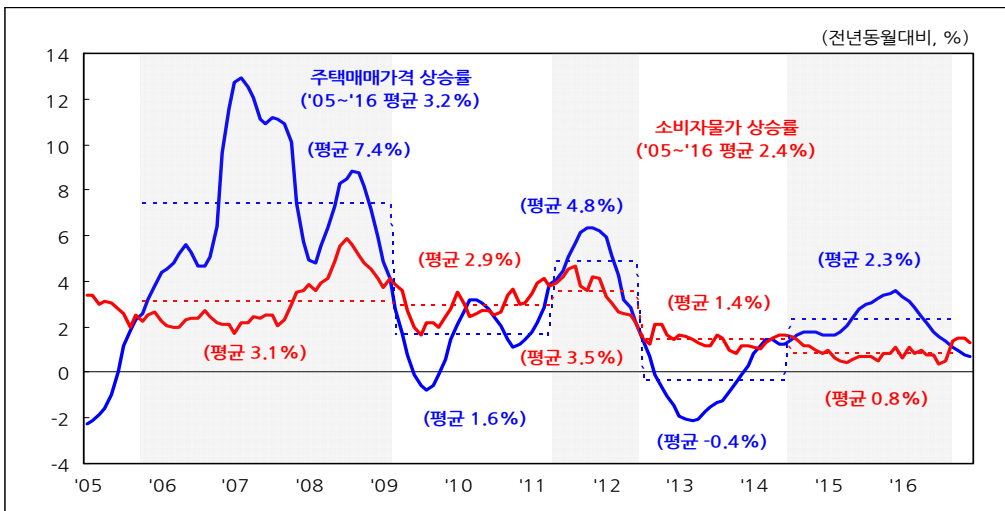
** 서울시립대학교 경제학부 박사과정, angel79@uos.ac.kr, 주저자

*** 서울시립대학교 경제학부 교수, kwchoi@uos.ac.kr, 교신저자

I. 서론

집은 인간이 거주하는 곳으로, 생활을 영위하는 데 없어서는 안 될 의식주(衣食住) 중 하나이다. 사회적 관점에서 인간은 집에 살(住)아야 하고, 그러기 위해서는 경제적 관점에서 집을 사(買)야만 한다. 하지만, 주택은 사람들이 일반적으로 사용하는 소비재와는 성격이 많이 다르다.

주택이라는 상품(goods)은 소비된 후 감가상각이라는 가치 절하로 완전하게 사라지지 않는다. 주택은 소비 이후에 자산이라는 항목으로 소비자의 부(wealth)에 가산되며, 시간의 흐름에 따른 감가상각을 고려하더라도 소비 시점의 가격보다 오히려 더 높은 가격을 형성함으로써 부의 증가에 기여하기도 한다. 이와 같은 이유로 우리나라에서 주택이라는 재화는 주거 목적의 소비재 성격보다는 자산으로서의 투자재 성격이 강하다.



주: 주택매매가격지수는 2015=100으로 재계산하여 소비자물가지수와 비교.

자료: 한국감정원, 통계청.

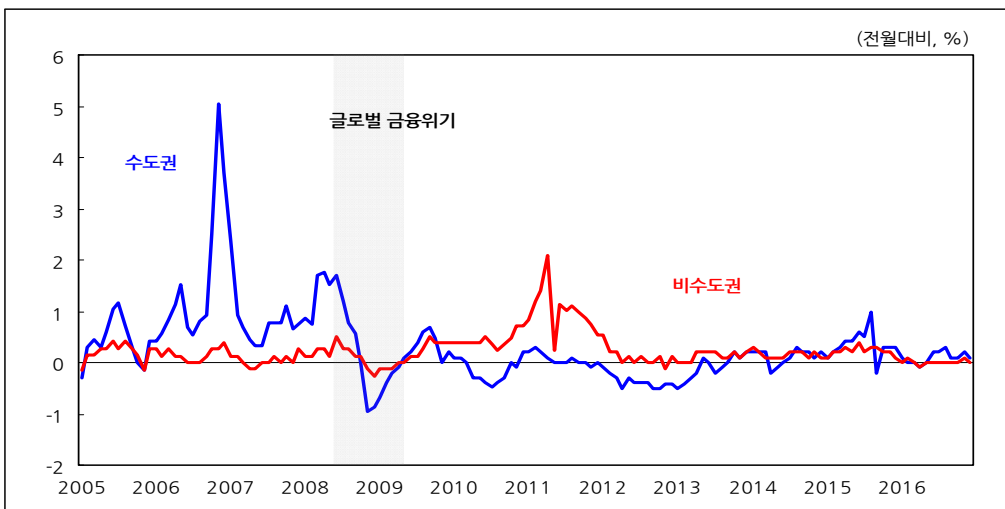
〈그림 1〉 주택매매가격과 소비자물가 상승률

투자재로서 주택 구입에 가장 큰 영향을 미치는 주택매매가격의 변화는 기간별로 많은 차이를 보이고 있다. 〈그림 1〉은 주택매매가격과 소비자물가의 상승률 추이를 보여준다. 2005년 이후 최근까지 우리나라의 주택매매가격은 전국적으로 평균 3.2% 상승한 반면,

같은 기간 물가상승률은 평균 2.4% 상승하며 주택매매가격보다 0.8%p 낮은 상승률을 보였다. 2005년 이후 소비자물가 상승률보다 주택매매가격 상승률이 높았던 시기는 3번 있었으며, 2014년 하반기 이후에는 물가상승률이 낮은 수준에 머무는 가운데 주택가격 상승세는 지속되는 중이다.

또한, 2005년 이후 소비자물가 상승률보다 주택매매가격 상승률이 높았던 기간들을 서로 비교해보면, 주택매매가격의 변동폭이 최근으로 올수록 작아짐을 확인할 수 있다. 2005년 이후 처음으로 주택매매가격 상승률이 소비자물가 상승률보다 높았던 시기에는 평균 상승률이 7.4%로, 같은 기간 소비자물가 상승률의 평균인 3.1%보다 매우 컸었다. 하지만 2014년 하반기 이후부터 2016년까지 기간에는 주택매매가격 상승률 평균이 2.3%를 기록하며, 처음 기간보다 약 5.1%p 낮게 형성되었다.

주택매매가격 변화를 지역별로 살펴보면 한 가지 더 흥미로운 점을 발견할 수 있다. <그림 2>는 지역별 주택매매가격 변화 추이를 보여준다. 글로벌 금융위기 이후 기간을 전후로 지역별 주택매매가격 변화를 살펴보면, 위기 이전 기간에는 수도권 지역이 중심이 되어 주택매매가격 상승을 이끌어 온 것을 알 수 있다. 하지만, 위기 이후 기간에는 비수도권 지역을 중심으로 주택매매가격 상승이 이루어진 것을 확인할 수 있다.



자료: 한국감정원.

<그림 2> 지역별 주택매매가격 변화

우리나라에서 주택이라는 상품은 소비재와 투자재의 이중적 성격으로 인해, 일반 재화의 가격을 결정하는 수요와 공급요인 이외에 다양한 경제 변수들의 영향을 받고 있다. 즉, 주택의 수요와 공급에 의해 소비재 성격의 가격이 결정된다면, 물가나 실물경기, 금융시장 변화 등도 투자재 성격의 주택가격에 영향을 주게 된다. 특히, 최근에는 물가와 금리가 낮은 수준에 머무르는 상황에서 가계부채¹⁾도 크게 증가하고 있다.

이처럼 주택가격은 수요와 공급 이외에 다양한 거시경제 변수들과 상호영향을 주고받게 된다. 이에 본 연구는 주택매매가격에 영향을 주는 소비재와 투자재 성격의 변수들을 설정하고, 이들의 연관성을 실증분석 하고자 한다.

이와 같은 실증분석으로 각 변수들의 변화에 대해 주택매매가격이 어떻게 반응하는지 살펴볼 수 있을 것이다. 또한, <그림 2>에서 본 바와 같이 주택매매가격 상승을 주도하는 지역의 변화를 글로벌 금융위기 이전과 이후 기간으로 나누어 비교분석 해볼 것이다.

본 연구의 분석결과로 기대되는 기여는 다음과 같다. 먼저 주택가격에 영향을 미치는 변수들을 점검해 봄으로써 주택시장 활성화 정책 수립 시, 수요와 공급은 물론 거시경제 변수들의 활용도를 제고할 수 있을 것이다. 아울러 지역별 주택매매가격 차이로 발생할 수 있는 리스크를 점검함으로써 향후 바람직한 부동산시장의 정책 방향 모색에 도움이 될 것으로 사료된다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 진행된다. 2장에서는 주택가격과 관련된 선행연구들을 고찰하고, 3장에서는 분석에 이용한 변수들과 분석 방법에 대해 설명한다. 4장에서는 분석 결과를 제시하며, 마지막 5장에서는 결론을 요약하고 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행 연구

최근까지 진행되어 온 주택관련 연구들 중 본 연구와 연관성이 있는 연구들은 크게 세 가지 주제로 나눌 수 있다. 첫째, 주택가격에 영향을 주는 변수들을 이용하여 주택가격의

1) 2015년 4/4분기 기준 가계부채는 1,141.8조원 규모이다. 이 중 예금취급기관의 가계대출은 812.4조원 규모이며, 주택담보대출은 501.2조원 수준으로 가계부채 자료가 발표된 이후 줄곧 가계부채의 약 61% 수준을 유지하고 있다. 이중 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출이 예금취급기관의 가계대출에서 차지하는 비중은 각각 49%와 12% 정도이다.

변화를 분석한 연구들이다. 둘째, 정부의 정책이 주택시장에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한 연구들이다. 마지막으로, 주택시장의 가격 흐름을 지역별로 분석한 연구인데, 앞의 두 연구들에 비해 비교적 연구 수가 적다.

먼저 주택가격과 관련된 연구들을 살펴보자. 차문중 편(2004)은 주택시장과 밀접한 관련이 있는 주요 변수들²⁾을 VEC모형에 내생화하여 주택시장의 변화를 살펴보았다. 충격반응 분석 결과, 전체적으로 전세가격과 금리, 매매가격 자체의 충격이 시간의 흐름에 따라 매매가격의 변화에 미치는 영향이 뚜렷한 것으로 나타났다. 또한 같은 보고서(차문중 편, 2004)에서 조동철은 전세가격과 매매가격이 주택가격 형성에 각각 어느 정도 작용하는지를 분석했다. 분석 결과, 경제 내에 인플레이션이 존재하면 주택의 명목가격이 상승하는 것은 불가피하고, 이에 따라 매매가격은 전세가격에 비해 높은 수준에서 형성됨을 고찰하였다.

주택시장을 매매시장과 전세시장으로 구분하여 각각의 가격에 대한 연구를 진행한 연구로는 박현수·안지아(2009)가 있다. 이들은 한 지역에서의 주택가격변화에 영향을 주는 요인들을 거시경제요인, 주변지역과 지역내 매매시장 및 전세시장 요인들로 세분화하여 VAR 모형으로 분석하였다. 분석 결과, 서울의 5개 구에서 매매가격이 전세가격에 영향을 주는 것으로 나타났고, 12개 구에서는 전세가격이 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이영수(2010)도 VEC 모형을 이용하여 주택매매가격과 전세가격의 상호관계를 외환위기 전과 후로 나누어 분석하였는데, 외환위기 이후 두 가격 간 장기균형관계가 성립함을 실증 분석하였다. 한편, 김윤영(2012)도 이자율과 물가 등 거시경제변수들이 주택가격과 전세가격 변동에 미치는 영향을 외환위기 전과 후, 글로벌 금융위기 전과 후로 나누어 단일 방정식 모형과 VAR 모형을 통해 분석하였다. 단일 방정식 분석 결과 글로벌 금융위기 이후에 인플레이션이 통계적으로 유의성을 보였고, VAR 모형 분석 결과 주택 및 전세가격의 불균형 오차에 물가, 환율, 주가 등 거시변수가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주택가격 결정요인을 수요측면에서 접근하여 분석한 연구도 있다. Mankiw and Weil (1989)은 인구 연령구조의 변화가 주택수요 및 주택의 상대가격에 미치는 영향을 분석하였고, 국내에서는 김경환(1999)과 홍종문·이주형(2007)이 Mankiw and Weil 모형을 이용

2) 부동산관련변수로 강남 및 강북의 주택매매가격지수와 주택전세가격지수, 전국의 주택매매가격지수와 주택전세가격지수, 전국 및 서울의 지가지수를 이용하였고, 거시경제변수로 회사채수익률, 종합주가지수, 명목 및 실질 GDP, 명목 및 실질 건설투자, 명목 및 실질 주거용 건설투자, 소비자물가지수, M2, M3, 건축허가(전체), 주거용 건축허가, 기대가격상승률을 이용하였다.

하여 우리나라의 인구구조 변화가 주택수요와 주택가격에 미치는 효과를 분석하였다. 김경환(1999)은 주택수요의 변화가 주택의 수량과 가격에 어떤 영향을 미칠지는 주택공급의 가격탄력성이 중요한 역할을 한다고 결론지었고, 홍종문·이주형(2007)은 무주택자에 대한 주택정책은 연령대별로 세분하여 경제력과 생애주기에 맞추어 시행되어야 한다고 주장하였다.

주택구입과 관련한 은행대출에 대한 연구도 진행되었는데, Aoki et al.(2004), Iacoviello (2004)는 일반균형모형을 이용하여 가계의 차입능력이 주택담보 가치에 의존할 경우 금융가속기(financial accelerator) 효과가 주택가격을 통해 발생할 수 있음을 분석하였다. 또한 Bernanke and Gertler(1995)도 주택가격 변동에 기인하는 대차대조표 경로가 기업 및 가계의 차입 확대를 통하여 주택 수요 및 가격에 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 국내에서는 한상섭(2011)이 주택관련 금융변수들과 주택가격 간 동태적 연관성을 분석하였는데, 특히 가계대출과 주택가격이 정(+)의 상관관계에 있음을 실증 분석하였다. 박연우·방두완(2012)도 주택가격과 은행대출 간의 관계 분석을 통해 주택가격이 은행대출에 양(+의 영향을 미치고 있음을 확인하였고, 이로 인해 주택가격의 급상승(급락)은 은행대출의 급상승(급락)으로 이어져 금융시스템의 불안정성을 유발할 수 있음을 경고하였다.

다음으로 정부정책과 주택가격과의 관계를 분석한 연구들을 살펴보자. 정부 정책은 부동산 관련 정책들과 통화정책으로 나누어 볼 수 있다. 부동산 관련 정책이 주택시장에 미치는 영향을 분석한 연구로 Gyourko and Molloy(2014)는 다양한 지방 정부의 규제들이 주거 개발의 양, 위치, 모양에 영향을 미치고 있음을 분석하였다. 국내 연구로는 정재호(2005)가 주택가격과 토지가격의 변화에 정부는 어떻게 대응을 하며, 금리정책에 부동산가격이 어떻게 변화하는지를 분석하였다. 분석 결과, 부동산 정책의 영향은 부동산가격에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 김문성·배형(2013)은 서울 아파트 시장이 주택정책에 어떻게 반응하는지를 연구했다. 정부의 정책이 가격안정을 위한 목적으로 시행될 경우 규제강화정책 보다는 규제완화정책이 더 효과적이었다고 결론지었다.

한편, 통화정책과 주택시장 간의 관계를 분석한 연구도 있다. 최희갑·임병준(2011)은 구조적 VAR 모형을 이용하여 주택가격이 우리나라의 통화정책 전달 메커니즘에 있어 일정한 역할을 하고 있음을 분석하였다. 구재운·배진성(2014)은 월별 거시변수 자료와 구조적 VAR 모형을 이용하여 긴축적 통화정책이 주택가격과 산업생산을 하락시킬 수 있음을 실증

분석하였다. 또한 이태리(2015)도 최근 부동산정책 수단으로 통화정책이 부각되는 상황에서 주택가격이 경기와 양(+)의 관계를, 통화정책 금리가 경기 및 주택가격과 음(-)의 관계를 갖고 있음을 분석하였다.

마지막으로 지역별로 주택시장의 흐름을 분석한 연구들을 살펴보자. 이들 연구의 특징은 대부분 지역으로 이루어진 패널(panel)자료를 분석에 사용했다는 것이다. 임재만(2011)은 시도별 주택거래량으로 도시별 주택가격 변동을 설명하였다. 이 연구는 가격 변동과 거래량 변동 사이에 상호 그랜저 인과관계가 있음을 실증 분석하였다. 또한, 김대원·유정석(2014)은 서울의 23개 행정구역별 인터넷 검색 활동이 주택 가격 및 거래량에 어떠한 영향을 미치는지를 연구하였다. 연구 결과, 인터넷 검색 활동은 일정 기간의 시차를 두고 주택 가격 및 거래량에 유의미한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 주택 거래량 보다는 주택 가격에 더 큰 비중으로 영향을 미침을 확인하였다. 또한, 국내 주택시장을 수도권과 비수도권으로 나누어 지역 간 탈동조화 현상을 분석한 연구도 있는데, 신용상(2015)의 연구가 그것이다. 이 연구는 2000년대 이후 국내 주택시장에서 지역 간 탈동조화된 가격 흐름이 현저하게 나타났으며, 전반적으로 경기상황과 규제정책 등에 주택가격이 크게 영향을 받는다는 것을 보여주었다.

본 연구는 주택매매가격과 관련된 변수들이 지역별 주택가격에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 연구한다는 측면에서 위에 소개된 선행연구들과 일부 유사성을 가지고 있다. 하지만, 일반적인 소비재 가격의 결정요인인 수요와 공급관련 변수는 물론 투자재로서의 주택 가격에 영향을 줄 수 있는 거시경제변수들을 모형에 고려하였다는 점에서 선행연구들과 차이가 있다. 또한 지역별 패널 데이터(panel data)를 구축하여 패널 VAR모형으로 변수들 간 상호관계를 분석하였다는 점도 선행연구들과의 차별성이라 할 수 있다. 무엇보다 글로벌 금융위기 이전과 이후 각각의 기간에 대해 지역별로 주택가격 변화를 비교 분석하고, 이에 대한 정책적 시사점을 도출한다는 것이 본 연구의 가장 큰 의의라 할 수 있을 것이다.

III. 변수 설명 및 분석 방법

1. 분석 기간 구분 및 지역 설정

본고에서는 2006년 1월부터 2016년 12월까지의 132개월 지역별 자료를 분석에 이용하였다. 모형에서 로그차분(log-difference)변환을 사용하였기 때문에 분석에 사용된 실제 기간은 2006년 2월부터 2016년 12월까지의 131개월이다.

또한 <그림 2>에서 볼 수 있듯이 글로벌 금융위기 이후 2009년부터 주택매매가격에 지역별 변화가 감지된다. 이에 주택매매가격 변화를 글로벌 금융위기 이전과 이후 기간으로 나누어 비교하기 위하여 전체 기간을 위기 이전과 이후 기간으로 구분³⁾하였다. 본 연구에서는 2009년 1월을 기준으로 기간을 구분하였다. 지역구분은 행정구역을 기준으로 서울과 6개의 광역시, 8개의 도(道)와 제주도로 나누어 16개의 패널 그룹을 구축하였다⁴⁾.

2. 분석 자료

본고에서는 주택매매가격 변동과 관련이 있는 변수들을 소비재와 투자재의 성격별로 구분하였다. 즉, 주택이 갖는 소비재 성격을 고려하여 수요와 공급에 관련된 대표 변수들을 설정하였다. 주택가격에 영향을 줄 수 있는 수요변수로는 지역별 전입건수 자료를 사용하였고, 공급변수로는 주택매매거래량을 이용하였다.

또한 투자재로서의 주택가격에 영향을 줄 수 있는 거시경제변수로 실물경기 변수와 금융시장 변수를 고려하였다. 실물경기 변수로는 지역별 대형소매점판매액지수를 이용하였고, 금융시장 변수로는 예금취급기관의 지역별 가계대출 자료를 사용하였다.

아래에 전국과 수도권, 비수도권 지역의 지역별 및 기간별 기초 통계량을 기술하였다. 수도권은 서울과 인천, 경기 지역이며, 수도권을 제외한 나머지 지역이 비수도권지역이다. 세부 지역별 기초 통계량은 지면의 활용을 위해 부록에 수록하였다.

먼저 분석대상인 주택매매가격지수는 한국감정원의 지역별 주택매매가격지수를 이용하

3) 시계열 자료들에서 많이 관측되는 구조적인 변화가 있는지 알아보기 위해 초우검정(Chow Test)을 시행하였다. 시행결과, 기간 구분 전후로 “구조변화가 없다”는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다.

4) 세종특별자치시는 이용할 수 있는 자료의 시계열이 짧아 제외하였다.

였다. 계절적 요인을 제거하기 위해 계절조정 지수를 사용하였으며, 다른 변수들과 통일하기 위해 2010=100으로 환산하였다.

〈표 1〉 변수들의 지역 및 기간별 기초 통계

(단위: %)

변수	지역	전체 기간 (2006. 1. ~ 2016. 12.)		글로벌 금융위기 이전 (2006. 1. ~ 2008. 12.)		글로벌 금융위기 이후 (2009. 1. ~ 2016. 12.)	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
주택매매 가격지수	전국	0.270	0.443	0.626	0.630	0.140	0.250
	수도권	0.293	0.761	1.054	1.073	0.015	0.301
	비수도권	0.235	0.325	0.116	0.158	0.279	0.359
전입건수	전국	-0.129	7.444	-0.308	9.585	-0.063	6.552
	수도권	-0.121	7.511	-0.408	9.718	-0.016	6.584
	비수도권	-0.164	7.659	-0.225	10.387	-0.142	6.454
주택매매 거래량	전국	1.081	24.539	1.760	27.587	0.834	23.482
	수도권	0.992	26.888	-0.041	29.006	1.369	26.223
	비수도권	1.100	23.758	2.841	26.024	0.465	22.989
대형소매점 판매액지수	전국	0.149	5.853	-0.155	5.737	0.259	5.920
	수도권	0.167	5.188	-0.134	5.065	0.276	5.254
	비수도권	0.144	6.892	-0.154	7.315	0.253	6.768
예금 취급기관의 가계대출	전국	0.538	0.520	0.692	0.454	0.482	0.533
	수도권	0.501	0.533	0.723	0.461	0.419	0.536
	비수도권	0.605	0.649	0.613	0.515	0.602	0.694

주: 로그차분한 값으로 전월대비 상승률(증감률)의 평균을 의미함.

자료: 한국감정원, 통계청, 국토교통부, 한국은행.

주택시장의 수요 측면 변수로 통계청의 지역별 전입건수 자료를 이용하였다. 주택의 실수요자인 개인이나 세대의 지역 간 이동은 주택 수요에 영향을 미쳐 주택가격에 반영될 가능성이 크다. 이에 주택매매가격에 영향을 주는 수요측면 대표변수로 지역별 전입건수 자료를 사용하였다.

주택 수요를 결정하는 많은 변수들 중 선행연구에서 주로 사용된 변수는 인구변수이다. 이옥동·최정일(2012)처럼, 인구(세대)의 변화가 주택 가격의 변동에 미치는 영향을 살펴볼 수도 있으나, 본 연구는 지역간 비교분석이 중요한 연구 의미 중 하나이기 때문에 지역간 이동을 반영하는 전입건수 자료를 사용⁵⁾하였다.

전입건수 역시 수도권은 서울, 인천, 경기지역의 합계로, 비수도권지역은 수도권과 세종특별자치시를 제외한 지역의 합계를 이용하여 추산하였다. 또한 계절 요인들을 제거하기 위해 X-12 ARIMA 방법으로 계절조정하였다.

주택시장의 공급 측면 변수로 국토교통부의 지역별 주택매매거래량 자료를 사용하였다. 주택 공급과 직접적으로 관련이 있는 주택건설인허가실적이나 주택착공실적 자료를 주택 공급 측면 대표변수로 사용할 수도 있다. 하지만, 인허가실적이나 착공실적 자료는 주택 가격에 시차를 두고 반영되는 측면이 있다. 예를 들면, 아파트의 경우 인허가나 착공 이후 보통 2~3년 정도의 시차를 두고 완공된다. 반면 주택매매거래 자료는 주택매매가격에 거의 시차가 없이 반영이 된다는 장점을 갖고 있어, 다른 변수들과 동시에 분석하기가 수월하다. 또한 앞서 살펴본 선행연구들(임재만, 2011; 김대원·유정석, 2014)에서도 공급과 관련된 변수로 거래량 자료를 사용한 것에 비추어, 본 연구에서도 공급 측면 대표변수로 지역별 주택매매거래량 자료를 이용하였다.

전입건수 자료와 마찬가지로 주택매매거래량 자료도 수도권은 서울, 인천, 경기지역의 합계로, 비수도권 지역은 수도권과 세종특별자치시를 제외한 지역의 합계로 추산하였다. 또한, 계절 요인들을 제거하기 위해 X-12 ARIMA 방법을 이용하여 계절조정하였다.

주택시장과 관련된 경기 측면 변수로 통계청의 지역별 대형소매점 판매액지수를 이용하였다. 경기 판단 변수로 소비 및 투자, 수출 등 다양한 관련 지표들이 활용되고 있으나, 관련 변수들 중 가계부문과 연관된 지표로 소비항목을 선택하였다. 또한, 매달 통계청에서 발표하는 경기동행지수 구성항목에는 소매판매액지수가 포함된다. 이를 바탕으로 본 연구에서는 경기 측면 대표변수로 대형소매점 판매액지수를 사용하였다.

대형소매점 판매액지수는 2010=100인 불변 자료를 이용하였으며, 원자료의 계절 요인들을 제거하기 위해 X-12 ARIMA 방법을 이용하여 계절조정하였다. 수도권 지역은 서울, 인천, 경기지역의 평균을, 비수도권 지역은 수도권과 세종특별자치시를 제외한 지역의 평

5) 전입건수 대비 전출건수로 계산된 순이동률이 주택가격 혹은 지가 변동률에 유의미한 영향을 미친다는 분석 결과를 나타낸 선행연구들(이진성·이창현, 2014; 윤상훈 외, 2014)도 있다. 본 연구에서도 순이동률을 수요측면 대표 변수로 고려하였으나, 모델링 과정에서 순이동률은 안정성 측면에서 문제가 발생했다. 또한, 지역으로 유입된 인구(세대)의 변화가 주택 수요에 영향을 줄 것이라는 본 연구의 가설에 전입건수가 더 부합하였고, 전입건수의 증감률을 분석에 이용하였다는 점에서는 순이동률을 이용한 결과와 시사점 도출에서 큰 차이점은 없었다.

균으로 추산하였다.

주택시장의 금융시장 측면 변수로 한국은행에서 제공하는 지역별 예금취급기관의 가계대출 자료를 이용하였다. 이론적으로 주택담보대출시장은 유동성 공급 경로, 최적 포트폴리오 조정 경로 등을 통해 주택시장에 영향을 주며, 주택시장은 자산효과 경로, 담보효과 경로 등을 통해 주택담보대출시장에 영향을 주게 된다.

가계대출 자료는 특별한 계절성이 발견되지 않아 계절조정은 하지 않았고, 다른 변수들과 마찬가지로 로그차분 변환하여 사용하였다. 수도권은 서울, 인천, 경기지역의 합계를, 비수도권 지역은 수도권과 세종특별자치시를 제외한 지역의 합계로 추산하였다.

3. 단위근 검정

모형을 사용하여 분석하기에 앞서 패널 단위근 검정(panel unit root test)을 통해 패널 자료들의 시계열 안정성(stationary) 여부를 확인해야 한다. 불안정한(non-stationary) 자료를 이용하여 회귀분석을 하는 경우, 가성회귀(spurious regression)⁶⁾의 문제가 발생하기 때문이다. 본 연구에서는 분석에 앞서 모형에 사용된 변수들의 패널 단위근 검정을 시행하였다.

패널 단위근 검정⁷⁾을 다음의 AR(1) 모형을 통해 설명한다.

$$y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + e_{it} \quad (1)$$

위 식을 단위근 검정을 위해 다음과 같이 변형하였다.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + (\rho_i - 1)y_{it-1} + e_{it} \quad (2)$$

6) 전통적 계량 분석에서는 안정적 자료의 사용을 전제로 한다. 불안정한 시계열자료에 대해 안정적 시계열자료를 기초로 하는 회귀분석을 적용하면 변수 간에 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 의미 있는 결과가 발생하는 경우가 있는데, 이를 가성적 회귀 현상이라고 한다(남준우·이한식, 2013).

7) 패널 단위근 검정에 대한 내용은 민인식·최필선(2014)을 참조하였다.

패널 단위근 검정의 귀무가설은 다음과 같이 패널그룹 i 에 대한 결합검정(joint test)에 기초한다. 이 귀무가설을 기각하지 못하면 패널 단위근이 존재한다고 판단한다.

$$H_0 : \rho_i - 1 = \gamma_i = 0 \quad (\text{모든 } i \text{에 대해})$$

$$H_1 : \rho_i - 1 = \gamma_i < 0 \quad (\text{모든 } i \text{에 대해})$$

위 귀무가설에 대한 대립가설을 어떻게 설정하느냐에 따라서 패널 단위근 검정통계량이 달라진다. 본 연구에서는 개체의 이분산성을 가정하여 단위근을 검정하는 Im, et al.(2003; 이하 IPS) 검정과 일반적인 augmented Dickey-Fuller(이하 ADF) 모형 하의 단위근 검정인 Fisher 형태의 단위근 검정을 이용하여 시계열 자료의 안정성여부를 판단하였다.

〈표 2〉 패널 단위근 검정 결과(전국)

차분변수	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	IPS	Fisher	IPS	Fisher	IPS	Fisher
주택가격	-12.394 *** (0.000)	-9.548 *** (0.000)	-4.637 *** (0.000)	-2.696 *** (0.004)	-11.247 *** (0.000)	-7.436 *** (0.000)
전입건수	-39.245 *** (0.000)	-78.857 *** (0.000)	-17.109 *** (0.000)	-29.943 *** (0.000)	-32.887 *** (0.000)	-74.102 *** (0.000)
주택거래	-38.168 *** (0.000)	-74.554 *** (0.000)	-16.271 *** (0.000)	-26.266 *** (0.000)	-32.501 *** (0.000)	-73.753 *** (0.000)
소매판매	-41.499 *** (0.000)	-79.844 *** (0.000)	-18.695 *** (0.000)	-33.180 *** (0.000)	-34.485 *** (0.000)	-76.225 *** (0.000)
가계대출	-25.065 *** (0.000)	-27.898 *** (0.000)	-10.772 *** (0.000)	-9.780 *** (0.000)	-20.884 *** (0.000)	-22.588 *** (0.000)

주: 1) ()안은 p-value를 의미함.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

전국 기준 패널 단위근 검정 결과를 보면, 모든 검정에서 시계열 변수들이 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 유의수준 하에서 기각한다. 따라서 모든 변수들이 안정적인 자료임을 알 수 있다. 지역별 패널 자료에 대한 단위근 검정 결과에서도 안정적인 자료임을 확인하였고, 지역별 및 기간별 패널 단위근 검정 결과는 부록에 수록하였다.

4. 패널 그랜저 인과관계 검정

주택매매가격과 다른 변수들 간 인과관계의 방향을 살펴보기 위해 패널 그랜저 인과관계 검정을 실시하였다. 귀무가설은 배제 변수(excluded variable)가 등식 변수(equation variable)에 그랜저 인과관계가 없다는 것이다. 시차가 증가함에 따라 필요한 도구변수의 숫자도 급격히 증가함을 고려하여, 본 연구에서는 시차를 2차로 한정하였다.

〈표 3〉 패널 그랜저 인과관계 검정 결과(전국)

귀무가설	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	lag1	lag2	lag1	lag2	lag1	lag2
전입↔가격	0.837	8.845 **	2.339	4.976 *	0.000	10.577 ***
전입↵가격	16.774 ***	12.786 ***	10.360 ***	20.339 ***	25.142 ***	1.963
거래↔가격	8.623 ***	42.452 ***	14.326 ***	24.832 ***	1.502	35.266 ***
거래↵가격	17.801 ***	33.693 ***	0.991	40.781 ***	3.492 *	12.351 ***
소매↔가격	0.026	1.215	8.827 ***	8.316 **	1.763	2.739
소매↵가격	23.967 ***	2.787	1.277	0.851	32.909 ***	7.281 **
대출↔가격	7.810 ***	4.811 *	2.961 *	1.973	4.667 **	5.690 *
대출↵가격	4.335 **	1.723	13.918 ***	13.193 ***	21.066 ***	14.632 ***

주: 1) χ^2 값임.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

전국 기준으로 전체 기간 중 시차 1에서는 주택거래실적과 가계대출 변수가 주택매매가격에 유의한 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 주택매매가격은 나머지 모든 변수들에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 시차 2에서는 주택매매가격과 전입건수, 주택매매가격과 주택매매거래량이 서로에게 유의한 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 가계대출이 주택매매가격에 유의한 인과관계를 보였다.

글로벌 금융위기로 기간을 조정해서 살펴보면, 시차 1에서는 위기 이전에 주택매매가격이 전입건수와 가계대출에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 같은 기간에 주택거래실적과 소매판매, 가계대출은 주택매매가격에 유의한 영향을 미치고 있었다. 위기 이전 기간 시차 2에서는 주택매매가격과 전입건수, 주택매매가격과 주택매매거래량이 서로 유의한 인과관계를 보였다. 또한 소매판매가 주택매매가격에, 주택매매가격이 가계대출에

영향을 미치는 것으로 나타났다.

위기 이후 기간 시차 1에서는 주택매매가격과 가계대출이 상호 영향을 주고받는 가운데, 주택매매가격이 전입건수와 주택거래, 소매판매에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 시차 2에서는 주택매매가격과 주택거래실적, 주택매매가격과 가계대출이 상호영향을 주고 받았다. 아울러 주택매매가격이 소매판매에게 영향을 주었고, 전입건수는 주택매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났다. 지역별 및 기간별 패널 그랜저 인과관계 검정 결과는 부록에서 확인이 가능하다.

5. 패널 VAR 모형⁸⁾

주택매매가격에 영향을 주는 변수로 수요와 공급, 경기, 금융 관련 변수를 선정하였다. 이 변수들을 이용하여 주택매매가격과 변수들 간의 동적 방향성을 살펴보고자 한다. VAR (Vector Autoregressive; 이하 VAR) 모형은 2개 이상의 내생변수(endogenous variable)에 대한 동적변화(dynamic evolution)를 내생변수들의 과거값을 이용하여 모형화하는 접근방법이다. 주요 분석 대상인 주택매매가격과 나머지 변수들 간의 동적 관련성을 파악하기 위해 다음과 같은 패널 VAR 모형을 설정하였다⁹⁾.

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{i,t-1} + \alpha_2 Y_{i,t-2} + \dots + \alpha_{p-1} Y_{i,t-p+1} + \alpha_p Y_{i,t-p} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T_i\} \quad (3)$$

Holtz-Eakin, et al.(1988)에 따르면 $Y_{i,t}$ 는 내생변수들로 이루어진 $1 \times k$ 벡터이다. 또한, μ_i 는 그룹 이질성을 포함하는 고정효과(fixed-effects)를, $\varepsilon_{i,t}$ 는 특이 오차(idiosyncratic errors)를 나타낸다. $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{p-1}, \alpha_p$ 는 추정되어야 할 $k \times k$ 행렬이고, $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ 와 $E(\varepsilon'_{i,t} \varepsilon_{i,t}) = \Sigma$, $E(\varepsilon'_{i,t} \varepsilon_{i,s}) = 0$ (모든 $t > s$)을 가정한다. 방정식 시스템으로 모형을 추정하며 효율 추정량을 산출할 수 있다.

8) 패널 VAR 분석을 위하여 Abrigo and Love(2016)의 STATA 코드를 사용하였고, 패널 VAR 모형에 관한 부분을 참고하였다.

9) 나머지 변수들도 같은 식을 이용하여 기술하여야 하나, 공간 활용 상 주요 분석 대상인 주택매매가격에 대한 모형만 제시하였다.

위의 식을 더 간결하게 다음과 같이 변형할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t}^* &= \alpha \overline{Y_{i,t}^*} + \epsilon_{i,t}^* \\
 Y_{i,t}^* &= [y_{i,t}^{1*} \ y_{i,t}^{2*} \ \cdots \ y_{i,t}^{k-1*} \ y_{i,t}^{k*}] \\
 \overline{Y_{i,t}^*} &= [Y_{i,t-1}^* \ Y_{i,t-2}^* \ \cdots \ Y_{i,t-p+1}^* \ Y_{i,t-p}^*] \\
 \epsilon_{i,t}^* &= [\epsilon_{i,t}^{1*} \ \epsilon_{i,t}^{2*} \ \cdots \ \epsilon_{i,t}^{k-1*} \ \epsilon_{i,t}^{k*}] \\
 \alpha' &= [\alpha_1' \ \alpha_2' \ \cdots \ \alpha_{p-1}' \ \alpha_p']
 \end{aligned} \tag{4}$$

변형된 식에서 별(*)표는 1차 차분($y_{i,t}^* = y_{i,t} - y_{i,t-1}$) 변형을 의미한다. 전방 직교 편차 (forward orthogonal deviation)로는 $y_{i,t}^* = (y_{i,t} - \overline{y_{i,t}}) \sqrt{T_{i,t}/(T_{i,t} + 1)}$ 로 나타낼 수 있고, $T_{i,t}$ 는 t 시점에서 패널 i 의 이용가능한 미래 관측치 수와 $\overline{y_{i,t}}$ 는 그것의 평균을 의미한다.

이를 Hansen(1982)의 일반화 적률법(Generalized Method of Moments: GMM)을 통해 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$\alpha = (\overline{Y^{*'} Z \widehat{W} Z' \overline{Y^*})^{-1} (\overline{Y^{*'} Z \widehat{W} Z' Y^*}) \tag{5}$$

\widehat{W} 는 가중치 행렬이다. 또한, $E[Z' \epsilon] = 0$ 과 선형독립인 행의 개수(rank)를 $E[\overline{Y^{*'} Z}] = kp + l$ 이라고 가정하면, GMM 추정량은 일치추정량이며, 가중치 행렬 \widehat{W} 는 효율성을 최대화하여 선택된다(Hansen, 1982). 패널 VAR 분석은 패널 VAR 조정(panel VAR specification)과 적률 조건(moment condition)으로 최적 시차 수준을 결정하여 모형을 선택한다.

VAR 모형 추정의 주요한 목적은 특정 내생변수에서 발생한 충격이 다른 내생변수에 어떤 영향을 미치는지 충격반응함수(Impulse Response Functions)를 구하는 것이다. Lutkepohl(2005)과 Hamilton(1994)은 다음과 같은 동반행렬(companion matrix)의 모든 계수들(moduli)이 1보다 작으면 VAR 모형이 안정적이라는 것을 보여주었다.

$$\bar{\alpha} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \cdots & \alpha_p & \alpha_{p-1} \\ I_k & 0_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \cdots & I_k & 0_k \end{bmatrix} \quad (6)$$

안정성은 위 행렬이 가역성을 가져 역행렬이 존재하고, 무한벡터이동평균(infinite Vector Moving Average; VMA)으로 표현이 가능함을 의미한다. 무한벡터이동평균으로 모형을 다시 쓰면, 간단한 충격반응함수 Φ_i 를 계산할 수 있다.

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & , i = 0 \\ \sum_{j=1}^i \Phi_{t-j} A_j & , i = 1, 2 \end{cases} \quad (7)$$

동시에 오차항들($\epsilon_{i,t}$)들이 상호 연관이 있기 때문에, 한 변수의 충격에도 다른 변수들이 영향을 받을 수 있다. $P'P = \Sigma$ 인 행렬 P 를 가정할 때, P 는 오차항들을 $\epsilon_{i,t}P^{-1}$ 처럼 직교화(orthogonalize)하고, VMA 매개변수를 직교화된 충격반응 $P\Phi_i$ 로 변환하는 데 사용할 수 있다. 충격반응함수의 신뢰구간은 몬테카를로(Monte Carlo) 시뮬레이션 및 부트스트랩 리샘플링(Bootstrap Resampling) 방법을 사용하여 추정하였다.

또한, 다른 변수들의 충격에 대한 반응 변수의 시간 흐름에 따른 분산의 변동 정도를 살펴보기 위해 예측오차 분산분해 분석을 이용하였다. t 시점에서 h 기 앞선 $t+h$ 시점에 관찰된 값을 $Y_{i,t+h}$, 이때의 예측값을 $E[Y_{i,t+h}]$ 라 하면, h 기 앞선 예측오차는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_{i,t+h} - E[Y_{i,t+h}] = \sum_{i=0}^{h-1} \epsilon_{i,t+h-i} \Phi_i \quad (8)$$

충격반응함수처럼 행렬 P 를 사용하여 충격을 직교화한 후 예측 오차 분산에 대한 각 변수의 기여도를 계산한다. 직교화된 충격 $\epsilon_{i,t}P^{-1}$ 는 예측 오차 분산의 직접 분해를 허용하

는 공분산 행렬 I_k 를 갖는다. 예를 들어, h 기 이후의 변수 n 의 예측 오차 분산에 대한 변수 m 의 기여를 계산하면 다음과 같다. i_s 는 I_k 행렬의 s 번째 열을 나타낸다.

$$\sum_{i=0}^{h-1} \theta_{mn}^2 = \sum_{i=1}^{h-1} (i'_n P \Phi_i i_m)^2 \quad (9)$$

이러한 예측오차 분산분해분석은 자신 또는 다른 변수들에 충격이 발생했을 때, 반응 변수가 시간의 흐름에 따라 받게 되는 상대적 충격 비중을 보여준다. 신뢰구간은 충격반응함수와 같은 방법으로 추정하였다.

IV. 분석결과

1. 패널 VAR 추정 결과¹⁰⁾ - 전국

주택매매가격을 분석 대상으로 한 패널 VAR 모형의 전국 기준 추정결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 전체 기간 중 주택매매가격은 1기에 주택매매가격과 주택거래실적, 가계대출에 유의한 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 2기에는 주택매매가격과 주택거래실적에 유의한 양(+)의 영향을 받고, 전입건수에는 유의한 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

특히, 전입건수의 증가는 수요의 증가로 인한 양(+)의 영향을 예측하였으나 반대의 결과가 도출되었다. 이는 경제가 저금리인 상황에서 부동산의 가격 상승과 변동성 확대가 부동산 보유에 대한 기대수익률을 낮춰 매매보다는 전세를 선호한데서 이유¹¹⁾를 찾을 수 있다 (조동철·성명기, 2003).

글로벌 금융위기 기간을 전후로 구분하여 살펴보면, 금융위기 이전 기간에는 전입건수를 제외한 모든 변수들이 1기에 주택매매가격에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만, 2기에는 주택거래실적과 대형소매점판매액지수만 유의한 영향을 미쳤다. 한편, 금융위기 이후 기간에는 1기에 주택매매가격과 가계대출 변수만 주택매매가격에 유의한 영향을

10) 지역별 및 기간별 패널 VAR 추정 결과는 부록에 수록하였다.

11) 실제 분석 기간 동안 전국기준 주택매매가격의 평균 전월대비 상승률은 0.27%였으나, 주택전세가 격의 평균 전월대비 상승률은 0.37%였다.

미치다가, 2기에는 추가로 전입건수와 주택거래실적, 대형소매점판매액지수 변수도 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 패널 VAR 추정 결과(전국)

구분	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	lag1	lag2	lag1	lag2	lag1	lag2
주택 매매가격	0.911 *** (0.048)	0.232 *** (0.053)	0.943 *** (0.065)	0.067 (0.091)	0.798 *** (0.058)	0.360 *** (0.064)
전입건수	-0.001 (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.003 *** (0.001)
주택 거래실적	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 ** (0.000)
대형소매점 판매액지수	0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.005 ** (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.003 * (0.002)
가계대출	0.080 *** (0.029)	0.015 (0.010)	0.044 * (0.026)	-0.022 (0.020)	0.057 ** (0.026)	0.026 ** (0.012)

주: 1) ()안은 표준오차(Standard Error)를 의미함.

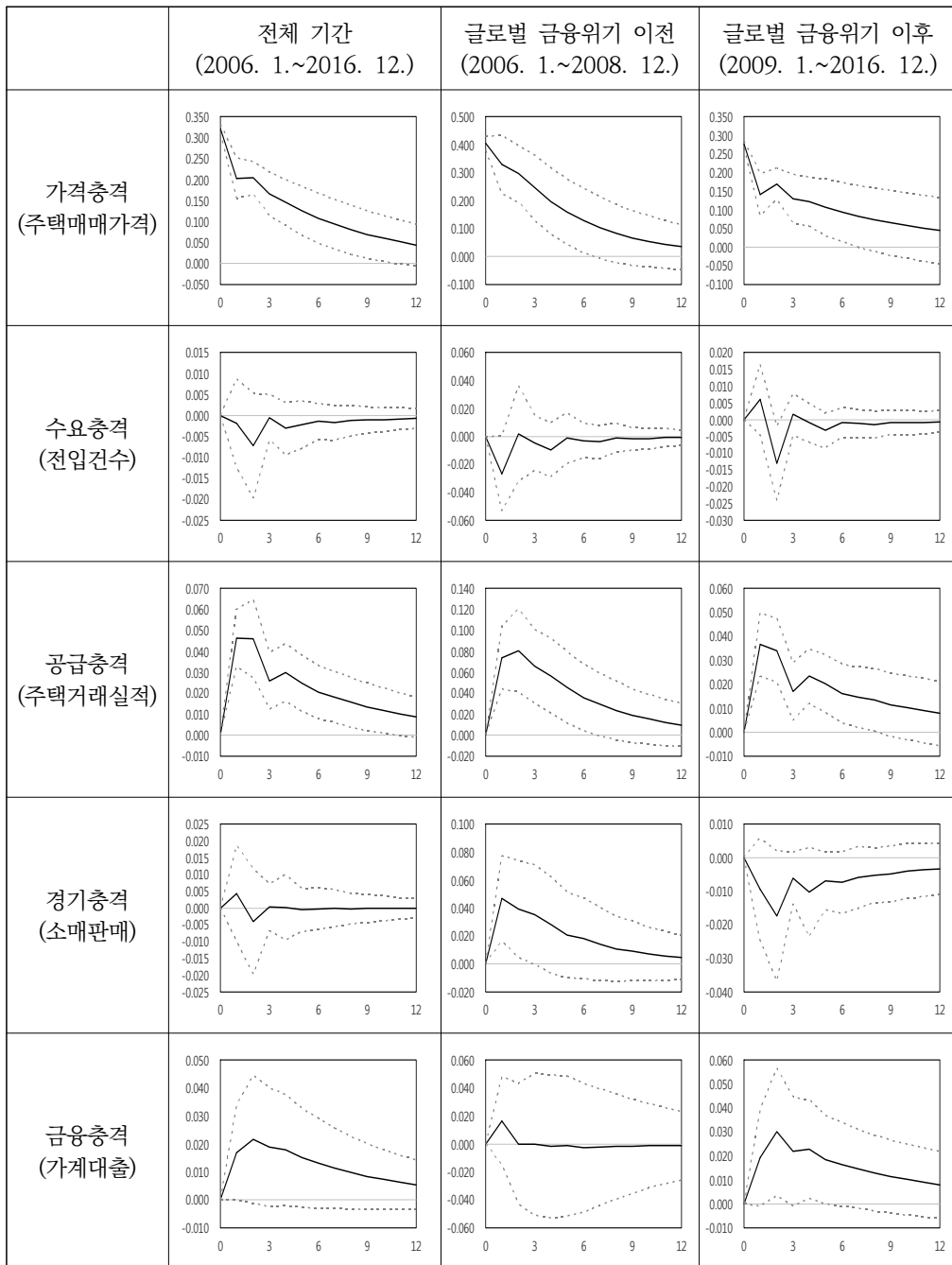
2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

2. 변수들의 충격에 대한 주택매매가격의 반응 - 전국

〈그림 3〉은 특정 변수에 충격이 발생했을 때, 다른 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하는지 동적 관계를 나타내는 충격반응함수 분석 결과¹²⁾이다. 패널 VAR 추정을 통해 구한 충격반응함수의 가로축은 기간을, 세로축은 충격에 대한 반응을 보여준다. 실선을 둘러싼 점선은 95% 신뢰수준을 의미한다.

각 변수의 충격에 대한 주택매매가격의 변화를 살펴보자. 먼저 주택매매가격 상승 충격 자체에 대한 주택매매가격 변동은 글로벌 금융위기 기간에 상관없이 양(+)을 반응을 보였다. 다만, 글로벌 금융위기 이전 기간에 가격 상승 충격에 대한 반응 정도가 금융위기 이후 기간의 변동보다 크게 나타났다.

12) 충격반응함수 결과 중 결과가 '0'(95% 신뢰구간 포함)을 포함할 때는 분석 결과의 유의성을 확보하기 어려운 경우이다. 이와 같은 경우에는 결과의 해석을 제외하였다.



〈그림 3〉 각 변수의 충격에 대한 주택매매가격 변수의 반응(전국)

공급측면 변수인 주택매매거래량 증가 충격은 주택매매가격 변동에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기간 구분에 상관없이 주택매매거래량이 증가하면 주택매매가격도 상승하는 것으로 나타나는데, 이는 한정된 기간에 제약된 공급에 대한 가격 상승 때문인 것으로 판단된다. 거래량 증가가 가격 상승으로 이어진다는 임재만(2011)의 연구 결과와도 일치한다.

경기측면 충격은 글로벌 금융위기 이전 기간에만 유의미한 결과를 보였다. 즉, 소매판매 증가 충격은 3개월 정도 주택매매가격 상승으로 나타났다. 경기가 주택가격과 양(+)의 관계가 있다는 이태리(2015)의 결과와 동일한 연구 결과이다. 특히, 금융위기 이전 기간에만 유의미한 결과를 보인데는, 금융위기 이전 기간에 주택매매가격이 경기에 순응하는 모습을 보이다가 금융위기 이후 기간에는 전반적인 침체로 인해 영향력이 감소한 것으로 해석된다.

금융측면 변수인 가계대출 충격은 글로벌 금융위기 이후 기간에만 주택매매가격에 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 한상섭(2011), 박연우·방두원(2012)의 결과처럼 가계대출이 주택가격과 영향이 있음을 확인할 수 있다.

다음으로 예측오차 분산분해(Forecasting Error Variance Decompositions; FEVD)를 살펴보았다. 예측오차 분산분해는 충격 발생 이후 경과 기간에 따라 충격의 상대적 영향 정도가 어떻게 변하는지를 보여준다.

전반적으로 주택매매가격은 자신의 충격에 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났으며, 시간 경과에 따른 지속 정도도 전체기간 중에는 주택가격 자신의 충격이 가장 큰 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 이전 기간에는 주택가격 충격에 대한 12개월 후 자체 설명력이 약 94%정도였고, 위기 이후 기간에는 이전 기간보다 약간 더 높은 96% 수준을 유지하는 것으로 나타났다.

다른 변수들의 충격으로 인한 주택매매가격 변동에 대한 각 변수들의 설명력도 기간별로 차이를 보였다. 특히 주택매매거래 충격에 대한 12개월 후 설명력이 다른 변수들에 비해 큰 것으로 나타났다. 전체 기간 중 거래실적 충격은 2.6% 정도였으나, 위기 이전 기간에는 4.4% 정도로 증가하였다가 위기 이후 기간에 다시 2.3% 수준으로 떨어졌다.

〈표 5〉 예측오차 분산분해 결과(전국)

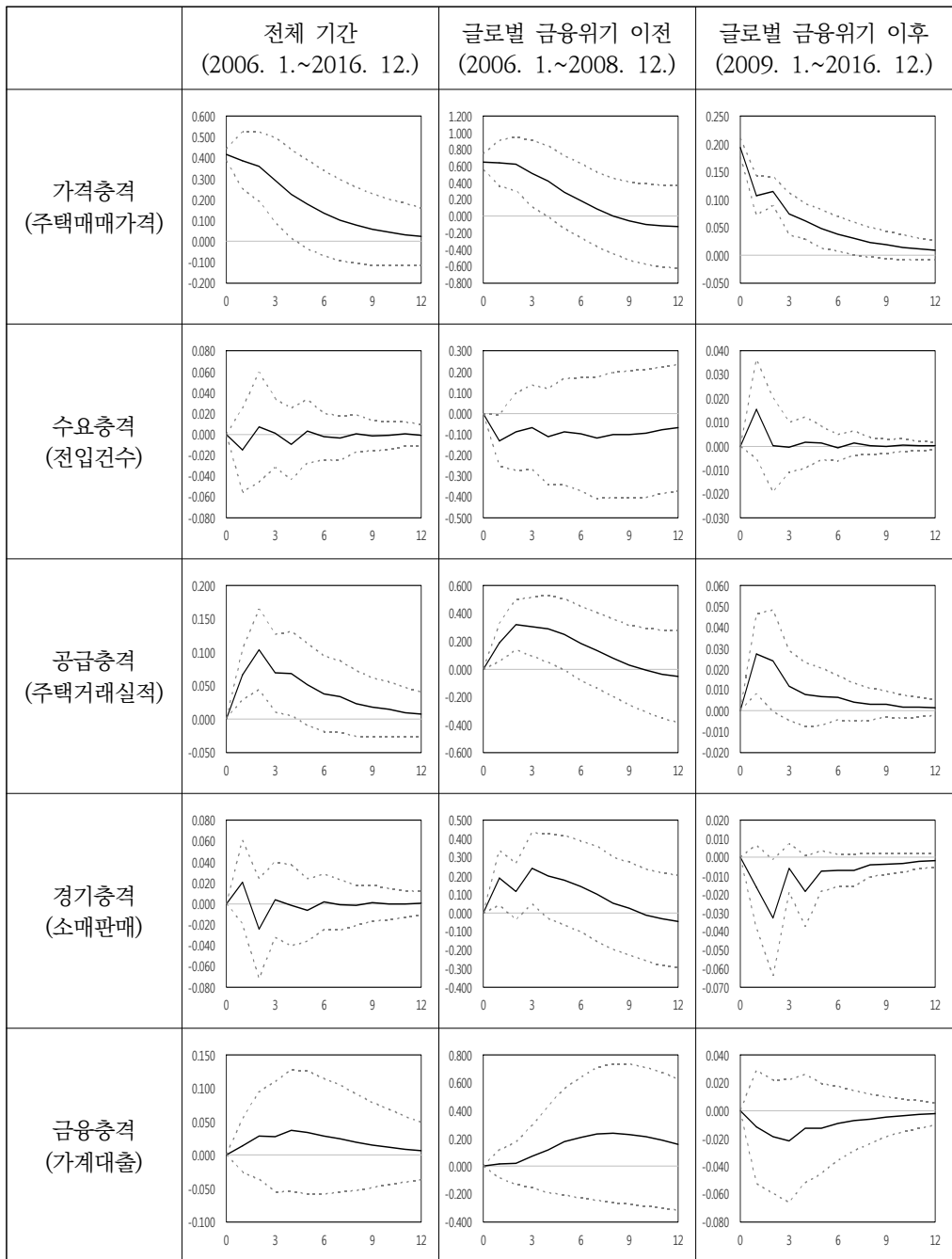
	경과 기간	주택가격	전입건수	거래실적	소매판매	가계대출
전체 기간 (’06. 1. ~ '16. 12.)	2개월	0.983	0.000	0.015	0.000	0.002
	4개월	0.972	0.000	0.022	0.000	0.005
	6개월	0.968	0.000	0.025	0.000	0.006
	8개월	0.967	0.000	0.026	0.000	0.007
	10개월	0.966	0.000	0.026	0.000	0.007
	12개월	0.966	0.000	0.026	0.000	0.007
글로벌 금융위기 이전 기간 (’06. 1. ~ '08. 12.)	2개월	0.969	0.003	0.019	0.008	0.001
	4개월	0.950	0.002	0.037	0.011	0.001
	6개월	0.944	0.002	0.042	0.012	0.001
	8개월	0.942	0.002	0.043	0.012	0.001
	10개월	0.941	0.002	0.044	0.012	0.001
	12개월	0.941	0.002	0.044	0.012	0.001
글로벌 금융위기 이후 기간 (’09. 1. ~ '16. 12.)	2개월	0.981	0.000	0.014	0.001	0.004
	4개월	0.965	0.001	0.019	0.003	0.012
	6개월	0.959	0.001	0.021	0.003	0.015
	8개월	0.957	0.001	0.022	0.004	0.016
	10개월	0.956	0.001	0.022	0.004	0.017
	12개월	0.956	0.001	0.023	0.004	0.017

3. 변수들의 충격에 대한 주택매매가격의 반응 - 수도권

충격반응함수를 지역별로 나누어 살펴보았다. 먼저 서울특별시와 인천광역시, 경기도의 수도권 지역에 대한 충격반응함수가 〈그림 4〉에 제시되어 있다.

수도권 지역 주택매매가격은 전기간 동안 주택매매가격 자체 충격에 6개월 이내의 유의한 양(+)의 반응으로 나타났다. 글로벌 금융위기 이전 기간의 주택가격 충격이 위기 이후 기간의 충격보다 크게 나타났으나, 반응의 지속기간은 이전 기간보다 이후 기간에 더 길게 유지 되었다.

공급 충격인 주택매매거래량에 대해서도 기간 구분없이 대체적으로 5개월 이내의 양(+)의 반응을 보였다. 다만, 글로벌 금융위기 이전 기간에 주택거래실적 충격에 대한 주택매매가격의 반응이 위기 이후 기간의 반응보다 크게 나타났고, 반응의 지속기간도 더 길었다.



〈그림 4〉 각 변수의 충격에 대한 주택매매가격 변수의 반응(수도권)

경기 측면 변수인 소매판매 충격에 대해 글로벌 금융위기 이전 기간에는 주택매매가격이 양(+)의 반응을 보였다. 하지만 금융위기 이후 기간에는 소매판매 충격에 대해 위기 이전과 반대인 음(-)의 반응을 보였다. 위기 이전 기간에는 선행연구와 동일한 결과를 보였으나, 위기 이후 경기가 침체된 상황에서는 주택가격이 경기순응적인 모습과는 다른 모습을 보이는 것으로 나타났다.

수도권 지역의 기간별 예측오차 분산분해 결과를 보면, 전체 기간 중 주택매매가격 변동에 가장 큰 영향을 미친 것은 주택매매가격 자체였다. 즉, 충격 발생 직후에는 충격에 대한 주택매매가격 변동을 주택매매가격으로 98%정도, 12개월이 지난 후에는 94% 정도를 설명할 수 있었다.

〈표 6〉 예측오차 분산분해 결과(수도권)

	경과 기간	주택가격	전입건수	거래실적	소매판매	가계대출
전체 기간 (’06. 1. ~ '16. 12.)	2개월	0.984	0.001	0.013	0.001	0.001
	4개월	0.959	0.001	0.036	0.002	0.003
	6개월	0.949	0.001	0.042	0.002	0.007
	8개월	0.946	0.001	0.044	0.002	0.008
	10개월	0.944	0.001	0.044	0.002	0.009
	12개월	0.944	0.001	0.045	0.002	0.009
글로벌 금융위기 이전 기간 (’06. 1. ~ '08. 12.)	2개월	0.903	0.019	0.039	0.039	0.000
	4개월	0.800	0.016	0.123	0.058	0.003
	6개월	0.728	0.021	0.156	0.074	0.021
	8개월	0.676	0.028	0.162	0.079	0.056
	10개월	0.642	0.034	0.156	0.076	0.092
	12개월	0.624	0.038	0.150	0.073	0.116
글로벌 금융위기 이후 기간 (’09. 1. ~ '16. 12.)	2개월	0.973	0.005	0.015	0.005	0.003
	4개월	0.944	0.003	0.020	0.019	0.013
	6개월	0.938	0.003	0.020	0.022	0.016
	8개월	0.936	0.003	0.020	0.023	0.018
	10개월	0.936	0.003	0.020	0.023	0.018
	12개월	0.936	0.003	0.020	0.023	0.018

그 외에 주택거래실적 변수의 설명력이 다른 변수들에 비해 높게 나타났다. 전체 기간 중 충격 발생 2개월 정도에 1.3% 수준이던 설명력이 12개월 후에는 4.5% 수준으로 높아졌다. 기간 구분으로 살펴보면, 글로벌 금융위기 이전 기간에는 충격 발생 12개월 후 설명력이 15% 수준으로 높게 나타났으나, 위기 이후 기간에는 다시 2% 수준으로 낮아졌다.

글로벌 금융위기 이전 기간에는 수도권의 주택매매가격 변동이 다른 요인에 영향을 많이 받는 것으로 나타났다. 이 기간 동안 주택매매가격 변동에서 주택매매가격 자체가 차지하는 비중이 충격 발생 시 90.3% 수준에서 12개월 이후에는 62.4%로 떨어졌다. 반면, 글로벌 금융위기 이후 기간에는 주택매매가격 변수 자체의 설명력이 충격발생 시 97.3% 수준에서 12개월 후 93.6%로 크게 변화가 없었다.

글로벌 금융위기 이전 기간에는 주택매매가격 외에 주택거래실적과 가계대출이 가격 변동에 많은 영향을 주었으나, 금융위기 이후 기간에는 주택매매가격에 미치는 영향력이 줄어들었다. 이는 수도권 지역의 주택가격이 이미 높게 형성되어 있는 상황에서 글로벌 금융위기 이후 기간에 주택매매가격 변동이 타 지역에 비해 크지 않은 데서 비롯된 것으로 판단된다.

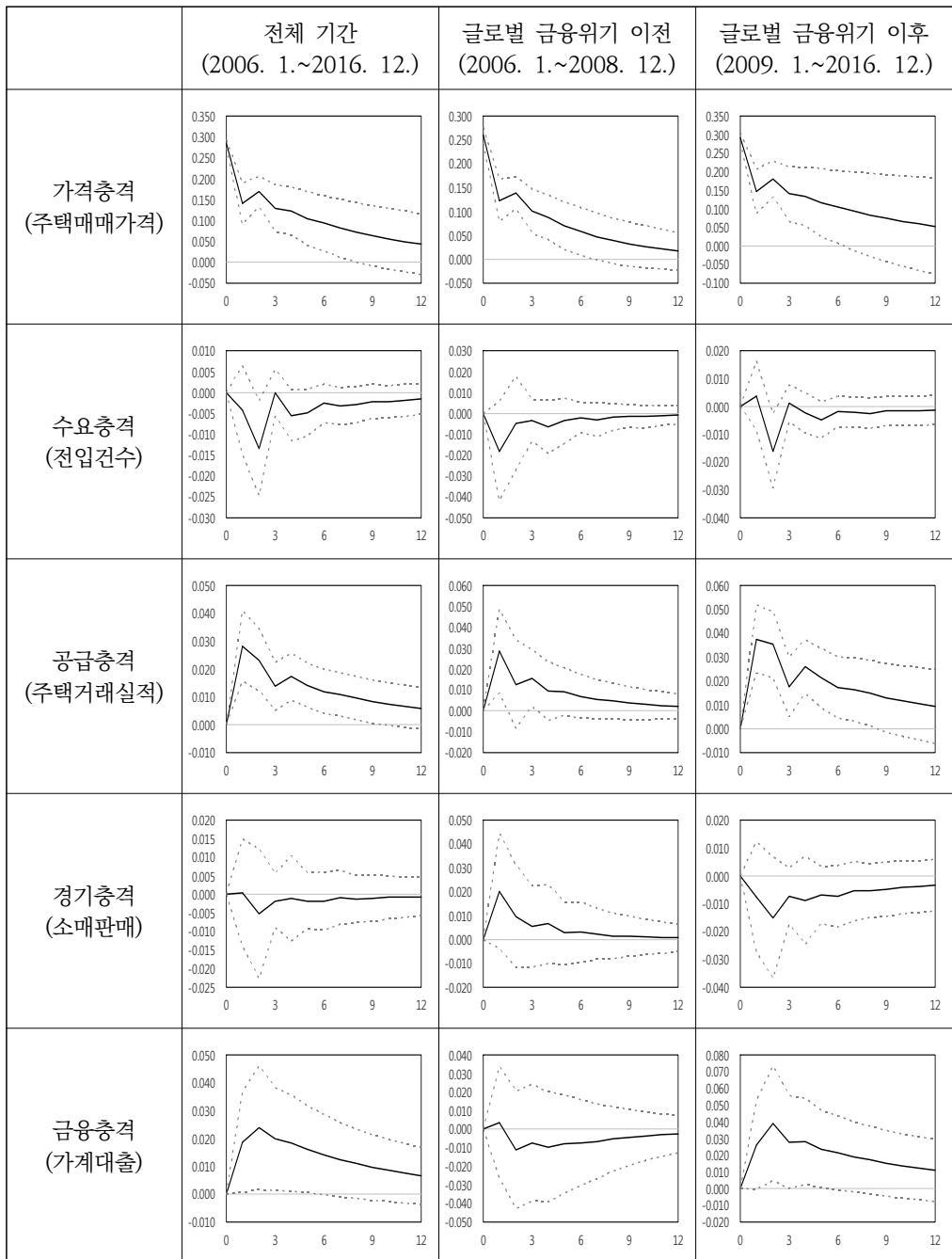
4. 변수들의 충격에 대한 주택매매가격의 반응 - 비수도권

마지막으로 비수도권 지역의 주택매매가격 변화도 기간별로 구분하여 살펴보았다. 각 변수들의 충격에 대한 주택매매가격의 충격반응함수가 <그림 5>에 제시되어 있다.

먼저 기간 구분과 상관없이 주택매매가격은 주택매매가격 충격에 유의한 양(+의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 6개월 정도의 충격이 지속되는 가운데, 기간 구분에 따른 충격의 반응 정도도 비슷했다.

주택거래실적 충격에 대해서도 주택매매가격은 유의한 양(+의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 다만 글로벌 금융위기로 기간을 구분했을 때, 이전 기간보다 이후 기간에 충격에 대한 영향 지속 기간이 더 긴 것으로 나타났다.

금융 측면 변수인 가계대출 충격은 전체 기간과 글로벌 금융위기 이후 기간에만 주택매매가격에 유의한 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 위기 이후 기간에 반응 정도가 크게 나타났는데, 이는 저금리 현상이 영향을 미친 것으로 해석된다.



〈그림 5〉 각 변수의 충격에 대한 주택매매가격 변수의 반응(비수도권)

마지막으로, 비수도권 지역의 예측오차 분산분해 결과를 기간별로 살펴보면 <표 7>과 같다. 먼저 전체 기간 중 주택매매가격변동을 가장 잘 설명하는 변수는 주택매매가격 자체로, 주택매매가격 변화에 대해 약 98.9%의 설명력을 보였다. 충격 발생 이후 12개월이 지난 후에도 자체 설명력 약 97.4%로 크게 떨어지지 않았다.

<표 7> 예측오차 분산분해 결과(비수도권)

	경과 기간	주택가격	전입건수	거래실적	소매판매	가계대출
전체 기간 (’06. 1. ~ '16. 12.)	2개월	0.989	0.000	0.008	0.000	0.003
	4개월	0.979	0.001	0.010	0.000	0.009
	6개월	0.976	0.001	0.012	0.000	0.011
	8개월	0.975	0.001	0.012	0.000	0.012
	10개월	0.974	0.001	0.012	0.000	0.012
	12개월	0.974	0.001	0.012	0.000	0.013
글로벌 금융위기 이전 기간 (’06. 1. ~ '08. 12.)	2개월	0.982	0.004	0.010	0.005	0.000
	4개월	0.980	0.003	0.011	0.005	0.002
	6개월	0.979	0.003	0.011	0.005	0.003
	8개월	0.978	0.003	0.011	0.004	0.003
	10개월	0.978	0.003	0.011	0.004	0.004
	12개월	0.978	0.003	0.011	0.004	0.004
글로벌 금융위기 이후 기간 (’09. 1. ~ '16. 12.)	2개월	0.980	0.000	0.013	0.001	0.006
	4개월	0.961	0.002	0.018	0.002	0.018
	6개월	0.954	0.002	0.020	0.002	0.022
	8개월	0.952	0.001	0.021	0.002	0.023
	10개월	0.951	0.001	0.021	0.003	0.024
	12개월	0.950	0.001	0.022	0.003	0.025

V. 결론 및 시사점

본 연구는 글로벌 금융위기를 전후로 하여 국내 주택매매시장이 지역별로 어떠한 변화를 보이고 있는지를 실증분석하였다. 주택매매가격과 거시경제변수들의 동태적 관계를 지역별로 살펴보기 위하여 시도별 패널 자료를 구축하였다. 거시경제변수들로는 주택매매가격에 영향을 주는 수요와 공급, 경기, 금융변수를 설정하였고, 각각의 대리변수로 지역별 전

입건수와 주택거래실적, 대형소매점 판매액지수, 예금취급기관의 가계대출 잔액을 이용하였다. 분석 기간은 2006년 1월부터 2016년 12월까지의 132개월이며, 이중 2009년 1월을 기준으로 글로벌 금융위기 전후 기간을 구분하여 패널 VAR 모형으로 분석하였다.

분석결과, 전체 기간 중 전국 기준 주택매매가격은 주택매매가격 자체와 주택거래실적에 유의한 양(+)의 반응을 보였다. 같은 기간 동안 수도권 지역과 비수도권 지역도 전국과 비슷한 충격 반응을 보였다.

글로벌 금융위기로 기간을 구분한 분석에서는, 전국은 위기 이전 기간에는 소매판매액 충격에, 위기 이후 기간에는 가계대출 충격에 유의한 양(+)의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 수도권 지역은 소매판매액 충격에 대해 주택매매가격이 위기 이전에는 양(+)의 반응을, 위기 이후 기간에는 음(-)의 반응을 보였다. 비수도권 지역은 위기 이후 기간에 가계대출 충격이 주택매매가격에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

분산분해 분석도 지역별 및 기간별로 구분하여 살펴보았는데, 지역과 기간 구분에 상관없이 주택매매가격 변화에 가장 높은 설명력을 갖는 것은 주택매매가격 자체였다. 다만, 수도권의 경우 글로벌 금융위기 이전 기간에 주택매매가격 변동에 대한 12개월 후 자체 변수의 설명력이 62% 수준으로 떨어졌다. 이 기간동안 주택매매거래량과 가계대출 변수의 설명력이 각각 15%와 12% 정도로 높게 나타났다.

본 연구의 결과를 통해 얻을 수 있는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 기간별 차이에 대한 시사점이다. 글로벌 금융위기 이전과 이후 기간에 따라 주택매매가격에 영향을 주는 변수가 다르게 나타난다. 특히 글로벌 금융위기 이전 기간에는 경기 측면 변수 충격에 영향을 추가적으로 받았고, 위기 이후 기간에는 금융 측면 변수 충격에 추가적으로 반응하였다. 이는 위기 이전 기간에는 주택가격이 경기에 순응하는 모습을 보이다가, 위기 이후 경기가 침체된 상황에서 경기부양적인 부동산정책이 실현되고 낮은 수준의 금리가 지속되면서 투자자금이 부동산시장으로 이동한 것으로 해석된다. 예를 들어, 2015년 분양시장은 사상 최고치를 경신하며 부동산시장의 호조를 반영하였다.

분석 결과에 따르면 주택가격을 부동산 경기의 어느 시점에 두고 평가할지가 중요하다. 부동산 시장의 현 상황을 어느 시점으로 볼 것인지에 대한 정확한 판단이 요구된다. 부동산 경기의 올바른 판단을 위해 부동산시장에 대한 면밀한 모니터링이 필요할 것이다.

둘째, 지역별 차이에 대한 시사점이다. 기간별로 볼 때, 글로벌 금융 위기 이전 기간에는

수도권 지역이, 위기 이후 기간에는 비수도권 지역의 주택매매가격 변동이 더 컸다. 지역별로 나타나는 주택가격의 변화를 주택가격 순응현상으로 해석할 수도 있을 것이다. 즉, 위기 이전 기간동안 주택가격을 이끌어온 수도권 지역의 높은 가격을 위기 이후 기간에 비수도권 지역의 주택가격이 따라가는 모습으로 볼 수도 있다. 하지만, 지역별로 볼 때, 수도권 지역은 경기 측면 변수에, 비수도권 지역은 금융 측면 변수에 상대적으로 더 영향을 받는 것으로 나타났다. 변세일 외(2016)도 지역부동산시장은 2008년 글로벌 경제위기 이후 거시경제 여건 변화 및 정책보다 지역경제 여건 변화에 많은 영향을 받는다고 지적하며, 본 연구의 결론과 유사한 시사점을 도출하고 있다.

마지막으로 주택매매가격에 영향을 주는 변수들에 대한 시사점이다. 소비재로서 주택가격에 영향을 주는 공급과 수요 측면 변수를 본 연구에서 고려하였다. 공급 측면 변수인 주택매매거래 자료가 주택매매가격에 기간 및 지역에 관계없이 유의한 영향을 미친 반면, 수요 측면 변수인 전입건수 자료는 상대적으로 유의미한 결과가 없었다. 이는 주택 매매 수요와 주택 전세 수요를 구분한 분석을 살펴볼 필요가 있다. 차문중 편(2004) 조동철의 연구 결과에서처럼, 매매가격은 전세가격에 비해 높은 수준에서 형성된다. 이는 전입건수가 매매 수요보다는 전세 수요에 더 큰 영향을 주었을 가능성을 시사한다.

본 연구의 한계점도 존재한다. 본 연구는 분석 기간을 글로벌 금융위기 전후로 나누어 각각 분석하였다. 이는 글로벌 금융위기라는 사건의 인과관계를 분석한 것은 아니다. 즉, 금융위기로 인해 어느 한 변수의 충격이 다른 한 변수의 충격보다 강하다고 해석할 수는 없다. 최근 시계열 분석도 인과분석 방법론이 많이 이루어지고 있다. 본 연구가 이러한 시계열 인과분석을 수행하지 못한 점은 본고의 한계 및 추후 연구 과제이다.

참고문헌

1. 구재운·배진성, “통화정책과 주택가격의 동학적 관계: SVAR모형에 의한 분석,” 『산업경제연구』, 제27권 제5호, 한국산업경제학회, 2014, pp.1897-1917.
2. 김경환, “인구의 연령구조 변화와 주택수요 및 주택가격,” 『대한부동산학회지』, 제17권, 대한부동산학회, 1999, pp.69-84.
3. 김대원·유정석, “인터넷 검색 활동과 주택 가격 및 거래량 간 동적 관계 분석,” 『부동산

- 연구』, 제24권 제2호, 한국부동산연구원, 2014, pp.125-140.
4. 김문성·배형, “주택정책에 대한 서울 아파트 시장의 반응 분석에 관한 연구,” 『부동산연구』, 제23권 제1호, 한국부동산연구원, 2013, pp.41-65.
 5. 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석,” 『경제학연구』, 제60권 제3호, 한국경제학회, 2012, pp.127-153.
 6. 남준우·이한식, 『계량경제학 - 이론과 EViews/Excel 활용』, 홍문사, 2013, 제3판.
 7. 민인식·최필선, 『STATA 시계열 데이터 분석』, (주)지필미디어, 2014.
 8. 박연우·방두완, “주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구,” 『금융연구』, 제26권 제1호, 한국금융학회, 2012, pp.110-144.
 9. 박현수·안지아, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구,” 『부동산연구』, 제19권 제1호, 한국부동산연구원, 2009, pp.27-49.
 10. 변세일·정경석·방보람, “지역별 주택수급 진단과 정책과제,” 『국토정책 Brief』, No. 621, 국토연구원, 2016.
 11. 신용상, “국내 주택시장의 수도권·비수도권 간 탈동조화 현상과 정책시사점,” 『KIF 정책보고서』, 2015-03, 한국금융연구원, 2015.
 12. 윤상훈·이승희·권태호, “지가변동률에 영향을 미치는 지역 특성요인 분석 - 대구·경북을 중심으로,” 『대구경북연구』, 제13권 제1호, 대구경북연구원, 2014, pp.103-118.
 13. 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석,” 『부동산학연구』, 제16권 제5호, 한국부동산분석학회, 2010, pp.21-32.
 14. 이옥동·최정일, “세대주 및 생산가능인구의 변화가 주택 가격의 변동에 미치는 영향 - 한국과 일본을 중심으로,” 『대한부동산학회지』, 제30권 제2호, 대한부동산학회, 2012, pp.231-254.
 15. 이진성·이창현, “주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석,” 『부동산학보』, 제59권, 한국부동산학회, 2014, pp.203-216.
 16. 이태리, “통화정책의 주택시장 파급효과,” 『국토정책 Brief』, No. 511, 국토연구원, 2015.
 17. 임재만, “주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?,” 『국토연구』, 제69권, 국토연구원, 2011, pp.3-18.
 18. 정재호, “VAR 모형에 의한 부동산정책과 가격 연구,” 『부동산학보』, 제25권, 한국부동산학회, 2005, pp.239-252.

19. 조동철·성명기, 『저금리시대의 부동산가격과 통화, 조세정책에 대한 시사점』, KDI 정책포럼, 제166호, 2003.
20. 차문중 편, 『주택시장 분석과 정책과제 연구』, 연구보고서 2004-09, 한국개발연구원, 2004.
21. 최희갑·임병준, “통화정책 전달에서의 주택가격의 역할,” 『부동산학연구』, 제17권 제4호, 한국부동산분석학회, 2011, pp.5-25.
22. 한상섭, “가계대출과 주택가격의 동태적 연관성,” 금융연구 Working Paper, 한국금융연구원, 2011.
23. 홍종문·이주형, “주택가격 안정에 관한 연구 - 인구구조 및 경제변수를 중심으로,” 『주택연구』, 제15권 제2호, 한국주택학회, 2007, pp.133-148.
24. Abrigo, Michael R.M. and Love, Inessa, “Estimation of Panel Autoregression in STATA: a Package of Programs,” University of Hawai'i at Mānoa Department of Economics Working Paper Series, Working Paper No. 16-2, 2016, pp.1-28.
25. Aoki, K., et al., “House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach,” *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 12, 2004, pp.414-435.
26. Bernanke, B. and M. Gertler, “Agency costs, collateral and business fluctuations,” *American Economic Review*, Vol. 79, 1995, pp.14-31.
27. Gyourko, Joseph and Molly, Raven, “Regulation and Housing Supply,” *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research, 2014.
28. Hamilton, J.D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
29. Hansen, L.P., “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,” *Econometrica*, Vol. 50(4), 1982, pp.1029-1054.
30. Holtz-Eakin, D., et al., “Estimating Vector Autoregressions with Panel Data,” *Econometrica*, Vol. 56(6), 1988, pp.1371-1395.
31. Iacoviello, M., “Consumption, house prices and collateral constraints: a structural econometric analysis,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, 2004, pp.304-320.
32. Im, K. S., et al., “Testing for unit roots in heterogeneous panels,” *Journal of Econometrics*, Vol. 115, 2003, pp.53-74.

33. Lukepohl, H., *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, New York: Springer, 2005.
34. Mankiw, N. Gregory and Weil, N. David, "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, 1989, pp.235-258.

- 접수일 2017. 10. 17.
- 심사일 2017. 10. 25.
- 심사완료일 2017. 11. 19.

부록

〈부표 1〉 지역별 주택매매가격의 기간별 기초 통계

(단위: %)

지역	전체 기간 (2006. 1. ~ 2016. 12.)		글로벌 금융위기 이전 (2006. 1. ~ 2008. 12.)		글로벌 금융위기 이후 (2009. 1. ~ 2016. 12.)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
전국	0.270	0.443	0.626	0.630	0.140	0.250
서울	0.295	0.719	1.000	0.988	0.038	0.327
인천	0.353	0.848	1.404	0.982	-0.030	0.288
경기	0.274	0.858	0.998	1.346	0.010	0.308
수도권	0.293	0.761	1.054	1.073	0.015	0.301
부산	0.280	0.485	0.085	0.202	0.351	0.537
대구	0.245	0.425	-0.051	0.228	0.353	0.430
광주	0.240	0.410	0.130	0.165	0.280	0.463
대전	0.158	0.460	-0.042	0.229	0.232	0.501
울산	0.377	0.491	0.624	0.681	0.287	0.365
강원	0.164	0.405	0.007	0.262	0.221	0.433
충북	0.228	0.364	0.118	0.228	0.269	0.396
충남	0.135	0.256	0.048	0.214	0.167	0.264
전북	0.225	0.398	0.304	0.361	0.196	0.408
전남	0.220	0.410	0.410	0.583	0.150	0.301
경북	0.189	0.281	0.161	0.318	0.199	0.267
경남	0.288	0.638	0.126	0.198	0.348	0.728
제주	0.182	0.425	-0.169	0.368	0.310	0.369
비수도권	0.235	0.325	0.116	0.158	0.279	0.359

주: 로그차분한 값으로 전월대비 상승률의 평균을 의미함.

자료: 한국감정원.

〈부표 2〉 지역별 전입건수의 기간별 기초 통계

(단위: %)

지역	전체 기간 (2006. 1. ~ 2016. 12.)		글로벌 금융위기 이전 (2006. 1. ~ 2008. 12.)		글로벌 금융위기 이후 (2009. 1. ~ 2016. 12.)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
전국	-0.129	7.444	-0.308	9.585	-0.063	6.552
서울	-0.163	7.746	-0.273	9.946	-0.123	6.833
인천	-0.105	8.076	-0.290	9.991	-0.038	7.315
경기	-0.087	7.695	-0.519	9.881	0.070	6.781
수도권	-0.121	7.511	-0.408	9.718	-0.016	6.584
부산	-0.191	9.314	-0.496	12.219	-0.079	8.077
대구	-0.194	8.862	-0.045	11.639	-0.248	7.680
광주	-0.223	9.187	-0.298	11.603	-0.196	8.204
대전	-0.189	8.826	-0.285	9.758	-0.154	8.516
울산	-0.222	11.014	-0.375	13.165	-0.166	10.196
강원	-0.031	8.156	0.013	11.228	-0.047	6.776
충북	-0.134	9.217	-0.178	11.034	-0.117	8.525
충남	-0.059	10.032	0.036	14.522	-0.093	7.889
전북	-0.193	8.697	-0.179	11.796	-0.199	7.328
전남	-0.076	8.783	0.072	11.192	-0.129	7.792
경북	-0.293	9.152	-0.662	10.624	-0.158	8.611
경남	-0.132	8.343	-0.037	10.166	-0.167	7.633
제주	0.039	8.800	-0.591	9.269	0.269	8.661
비수도권	-0.164	7.659	-0.225	10.387	-0.142	6.454

주: 로그차분한 값으로 전월대비 상승률의 평균을 의미함.

자료: 통계청.

〈부표 3〉 지역별 주택매매거래의 기간별 기초 통계

(단위: %)

지역	전체 기간 (2006. 1. ~ 2016. 12.)		글로벌 금융위기 이전 (2006. 1. ~ 2008. 12.)		글로벌 금융위기 이후 (2009. 1. ~ 2016. 12.)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
전국	1.081	24.539	1.760	27.587	0.834	23.482
서울	1.011	27.597	-0.709	30.804	1.638	26.479
인천	1.401	25.655	2.543	33.153	0.985	22.508
경기	0.879	27.388	-0.374	28.299	1.336	27.185
수도권	0.992	26.888	-0.041	29.006	1.369	26.223
부산	1.601	23.270	3.841	30.836	0.785	19.953
대구	1.073	32.373	2.628	36.044	0.506	31.112
광주	1.537	34.265	4.026	42.597	0.630	30.890
대전	1.271	27.439	3.043	31.212	0.625	26.077
울산	0.864	28.330	1.825	28.435	0.514	28.433
강원	0.964	25.515	2.684	29.639	0.337	23.979
충북	0.567	24.437	0.636	26.118	0.542	23.939
충남	0.771	23.422	2.465	25.578	0.153	22.696
전북	1.270	28.025	4.296	30.794	0.167	27.032
전남	1.022	25.795	1.661	34.188	0.789	22.180
경북	1.202	23.768	3.704	29.367	0.289	21.477
경남	1.089	25.016	3.584	26.081	0.180	24.694
제주	1.242	26.251	2.045	33.599	0.949	23.209
비수도권	1.100	23.758	2.841	26.024	0.465	22.989

주: 로그차분한 값으로 전월대비 증감률의 평균을 의미함.

자료: 국토교통부.

〈부표 4〉 지역별 대형소매점 판매액의 기간별 기초 통계

(단위: %)

지역	전체 기간 (2006. 1. ~ 2016. 12.)		글로벌 금융위기 이전 (2006. 1. ~ 2008. 12.)		글로벌 금융위기 이후 (2009. 1. ~ 2016. 12.)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
전국	0.149	5.853	-0.155	5.737	0.259	5.920
서울	0.156	5.667	-0.149	5.205	0.267	5.848
인천	0.147	4.938	-0.002	5.601	0.201	4.704
경기	0.226	5.757	-0.086	5.821	0.339	5.761
수도권	0.167	5.188	-0.134	5.065	0.276	5.254
부산	0.138	6.484	-0.151	7.349	0.244	6.177
대구	0.016	6.876	-0.628	6.604	0.251	6.992
광주	0.121	6.759	0.229	8.334	0.081	6.136
대전	-0.007	6.613	-0.229	7.996	0.074	6.078
울산	-0.026	6.549	-0.011	7.081	-0.031	6.383
강원	0.172	8.137	-0.564	8.727	0.441	7.941
충북	0.164	9.164	-0.312	11.181	0.337	8.371
충남	0.496	7.729	0.527	8.340	0.484	7.540
전북	-0.055	8.547	0.092	9.473	-0.108	8.237
전남	-0.001	8.074	0.155	8.252	-0.057	8.051
경북	-0.050	8.759	0.003	9.469	-0.070	8.538
경남	0.133	7.658	0.289	7.631	0.075	7.707
제주	0.602	7.154	-0.448	8.915	0.986	6.406
비수도권	0.144	6.892	-0.154	7.315	0.253	6.768

주: 로그차분한 값으로 전월대비 증감률의 평균을 의미함.
자료: 통계청.

〈부표 5〉 지역별 예금취급기관 가계대출의 기간별 기초 통계

(단위: %)

지역	전체 기간 (2006. 1. ~ 2016. 12.)		글로벌 금융위기 이전 (2006. 1. ~ 2008. 12.)		글로벌 금융위기 이후 (2009. 1. ~ 2016. 12.)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
전국	0.538	0.520	0.692	0.454	0.482	0.533
서울	0.399	0.478	0.517	0.439	0.355	0.487
인천	0.655	0.794	0.851	0.459	0.583	0.876
경기	0.631	0.698	1.051	0.627	0.479	0.661
수도권	0.501	0.533	0.723	0.461	0.419	0.536
부산	0.543	0.634	0.341	0.431	0.616	0.680
대구	0.624	0.881	0.578	0.786	0.641	0.916
광주	0.641	1.009	0.870	0.836	0.557	1.057
대전	0.443	0.825	0.212	0.634	0.527	0.872
울산	0.822	1.127	1.283	1.143	0.654	1.078
강원	0.364	0.803	0.451	0.811	0.332	0.802
충북	0.615	0.829	0.849	0.695	0.529	0.860
충남	0.628	1.064	1.002	0.731	0.491	1.135
전북	0.542	0.739	0.686	0.747	0.490	0.733
전남	0.509	0.770	0.481	0.794	0.520	0.765
경북	0.758	0.986	1.037	0.837	0.656	1.021
경남	0.702	0.832	0.603	0.728	0.738	0.868
제주	0.820	1.467	0.154	0.707	1.063	1.595
비수도권	0.605	0.649	0.613	0.515	0.602	0.694

주: 로그차분한 값으로 전월대비 증감률의 평균을 의미함.

자료: 한국은행.

〈부표 6〉 패널 단위근 검정 결과(수도권)

차분변수	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	IPS	Fisher	IPS	Fisher	IPS	Fisher
주택가격	-3.438 *** (0.000)	-5.833 *** (0.000)	-0.751 (0.226)	-1.229 (0.117)	-5.216 *** (0.000)	-7.588 *** (0.000)
전입건수	-16.325 *** (0.000)	-35.417 *** (0.000)	-6.716 *** (0.000)	-14.021 *** (0.000)	-14.064 *** (0.000)	-33.917 *** (0.000)
주택거래	-15.307 *** (0.000)	-30.420 *** (0.000)	-6.201 *** (0.000)	-6.235 *** (0.000)	-13.359 *** (0.000)	-31.939 *** (0.000)
소매판매	-17.993 *** (0.000)	-35.417 *** (0.000)	-8.146 *** (0.000)	-14.738 *** (0.000)	-14.971 *** (0.000)	-31.951 *** (0.000)
가계대출	-9.116 *** (0.000)	-9.566 *** (0.000)	-3.192 *** (0.000)	-4.444 *** (0.000)	-7.916 *** (0.000)	-9.475 *** (0.000)

주: 1) ()안은 p-value를 의미함.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

〈부표 7〉 패널 단위근 검정 결과(비수도권)

차분변수	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	IPS	Fisher	IPS	Fisher	IPS	Fisher
주택가격	-12.099 *** (0.000)	-11.355 *** (0.000)	-4.783 *** (0.000)	-3.077 *** (0.002)	-9.972 *** (0.000)	-9.121 *** (0.000)
순이동률	-35.696 *** (0.000)	-72.182 *** (0.000)	-15.755 *** (0.000)	-30.605 *** (0.000)	-29.729 *** (0.000)	-68.959 *** (0.006)
주택거래	-34.991 *** (0.000)	-72.182 *** (0.000)	-15.073 *** (0.000)	-26.950 *** (0.000)	-29.640 *** (0.000)	-70.445 *** (0.000)
소매판매	-37.396 *** (0.000)	-71.955 *** (0.000)	-16.826 *** (0.000)	-31.223 *** (0.000)	-31.066 *** (0.000)	-68.476 *** (0.000)
가계대출	-23.428 *** (0.000)	-26.823 *** (0.000)	-10.417 *** (0.000)	-8.356 *** (0.000)	-19.366 *** (0.000)	-21.427 *** (0.000)

주: 1) ()안은 p-value를 의미함.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

〈부표 8〉 패널 그랜저 인과관계 검정 결과(수도권)

귀무가설	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	lag1	lag2	lag1	lag2	lag1	lag2
전입↔가격	0.000	10.577 ***	0.778	6.322 **	0.068	2.930
전입←가격	25.142 ***	1.963	6.553 ***	4.611 *	10.467 ***	7.578 **
거래↔가격	1.502	35.266 ***	2.035	16.684 ***	2.293	10.682 ***
거래←가격	3.492 *	12.351 ***	20.655 ***	17.379 ***	24.471 ***	22.362 ***
소매↔가격	1.763	2.739	0.420	6.608 **	0.086	4.998 *
소매←가격	32.909 ***	7.281 **	0.011	0.012	0.215	0.204
대출↔가격	4.667 **	5.690 *	19.981 ***	2.803	0.385	0.624
대출←가격	21.066 ***	14.632 ***	6.022 **	13.068 ***	12.372 ***	0.302

주: 1) χ^2 값임.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

〈부표 9〉 패널 그랜저 인과관계 검정 결과(비수도권)

귀무가설	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	lag1	lag2	lag1	lag2	lag1	lag2
전입↔가격	0.686	9.801 ***	1.041	2.269	0.208	8.281 **
전입←가격	2.030	1.891	6.170 **	1.291	0.249	0.852
거래↔가격	3.871 **	18.830 ***	1.696	6.833 **	1.054	25.223 ***
거래←가격	13.301 ***	7.363 **	3.789 *	2.107	18.889 ***	7.216 **
소매↔가격	0.165	0.399	0.002	2.967	1.818	1.178
소매←가격	8.620 ***	5.794 *	0.023	4.495	9.051 ***	6.958 **
대출↔가격	7.096 ***	4.836 *	0.573	1.256	6.776 ***	6.134 **
대출←가격	22.606 ***	4.052	11.967 ***	7.496 **	32.966 ***	15.221 ***

주: 1) χ^2 값임.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

〈부표 10〉 패널 VAR 추정 결과(수도권)

구분	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	lag1	lag2	lag1	lag2	lag1	lag2
주택 매매가격	0.798 *** (0.058)	0.360 *** (0.064)	0.564 *** (0.100)	0.078 (0.199)	0.967 *** (0.071)	0.278 *** (0.072)
전입건수	0.000 (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.010 (0.012)	-0.016 * (0.009)	0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)
주택 거래실적	0.000 (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.004 (0.003)	0.005 (0.003)	0.001 (0.000)	0.001 *** (0.000)
대형소매점 판매액지수	-0.002 (0.002)	-0.003 * (0.002)	0.013 (0.019)	0.008 (0.015)	0.001 (0.002)	-0.009 ** (0.004)
가계대출	0.057 ** (0.026)	0.026 ** (0.012)	1.426 *** (0.319)	0.220 (0.185)	0.019 (0.031)	-0.005 (0.035)

주: 1) ()안은 표준오차(Standard Error)를 의미함.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

〈부표 11〉 패널 VAR 추정 결과(비수도권)

구분	전체 기간		글로벌 금융위기 이전		글로벌 금융위기 이후	
	lag1	lag2	lag1	lag2	lag1	lag2
주택 매매가격	0.793 *** (0.060)	0.354 *** (0.055)	0.726 *** (0.060)	0.309 *** (0.058)	0.752 *** (0.059)	0.373 *** (0.072)
전입건수	-0.001 (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.003 *** (0.001)
주택 거래실적	0.001 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 *** (0.000)
대형소매점 판매액지수	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
가계대출	0.039 *** (0.015)	0.017 (0.010)	-0.016 (0.021)	-0.020 (0.017)	0.068 *** (0.026)	0.031 ** (0.013)

주: 1) ()안은 표준오차(Standard Error)를 의미함.

2) ***은 1%, **은 5%, *은 10% 내에서 유의함을 의미함.

국문요약

패널 자료를 이용한 지역별 주택매매가격 분석: 글로벌 금융위기 전후 기간 비교를 중심으로

본 연구는 패널 VAR 모형으로 글로벌 금융위기 전후 기간의 지역별 주택매매가격 변화를 기간별로 비교 분석하였다. 주택매매가격에 영향을 주는 변수로는 전입건수와 주택거래 실적, 소매판매액지수, 가계대출 잔액을 이용하였다.

분석 결과, 전체 기간 중 전국 기준 주택매매가격은 주택매매가격 자체와 주택거래실적에 유의한 양(+)의 반응을 보였다. 글로벌 금융위기로 기간을 구분한 분석에서는 전국 기준 주택매매가격이 위기 이전 기간과 위기 이후 기간에 각각 소매판매액 충격과 가계대출 충격에 유의한 양(+)의 반응을 보였다. 수도권 지역의 주택매매가격은 위기 이전 기간에 소매판매액 충격에 양(+)의 반응을 보이다가 위기 이후 기간에는 음(-)의 반응을 보였다. 한편, 비수도권 지역은 위기 이후 기간에 가계대출 충격이 주택매매가격에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

이와 같은 결과들을 종합할 때, 향후 부동산관련 정책 수립 시 소비재와 투자재의 성격을 모두 갖고 있는 주택매매가격의 특성이 고려되어야 할 것이다. 아울러 시기와 지역에 맞는 다양한 변수들에 대한 종합적인 분석도 필요할 것으로 보인다.