

수도권 주택가격 변동의 동조화와 변동성 전이*

Housing Price Co-movements and Volatility Spillovers in Seoul Metropolitan Area

박 영 준** · 김 기 호***

Park, Young-Joon · Kim, Kiho

目 次

- | | |
|----------------------|---------------------|
| I. 서론 | 2. 수도권 주택가격 변동의 공행성 |
| II. 주택가격 추이 | 3. 시차 상관관계 분석 |
| III. 실증분석 방법론 | V. 수도권 주택시장의 변동성 전이 |
| 1. 잠재요인 추정 및 분산분해 | VI. 결론 |
| 2. 동태적 상관관계 분석 | 1. 실증분석 결과 요약 및 시사점 |
| 3. 변동성 전이지수 | 2. 향후 연구과제 |
| 4. 자료 및 수도권 하위지역 분류 | 〈abstract〉 |
| IV. 수도권 주택가격 변동의 동조화 | 〈참고문헌〉 |
| 1. 잠재요인 추정 및 분산분해 | |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

This study empirically analyzes the co-movement features of housing price cyclical fluctuations and volatility spillovers among eight subregional housing markets of Seoul metropolitan area.

(2) RESEARCH METHOD

This study decomposes the growth rates of housing prices into three types of latent factors by estimating a dynamic latent factor model: such as a common factor that is shared by all subregions of Seoul metropolitan area, eight region-specific factors, and idiosyncratic components. The coupling and decoupling patterns of subregional housing markets are examined by variance decompositions of the estimated factors.

* 이 논문은 한국은행 경기본부의 지역경제 조사연구(경기 2017-2)에 실린 내용을 수정·보완한 것임. 저자들은 본 연구의 수행과정에서 유익한 조언을 주신 주동현 교수, 박구용 교수께 감사할 드림.

** 주 저 자 : 아주대학교 경제학과, 부교수, 경제학박사, yjpark@ajou.ac.kr

*** 교신저자 : 한국은행 경제연구원, 연구위원, 경제학박사, kihokim@bok.or.kr

▷ 접수일(2017년 2월 13일), 수정일(1차: 2017년 3월 16일, 2차: 2017년 4월 11일, 3차: 2017년 4월 12일), 게재확정일(2017년 5월 20일)

The procyclical and countercyclical properties between subregional housing markets are measured by the frequency-domain dynamic correlations. The generalized volatility spillover measures present empirical evidence of volatility spillovers among the subregions in Seoul metropolitan area.

(3) RESEARCH FINDINGS

The common factor of housing price fluctuations explains significant portion of housing price cycles in Seoul metropolitan housing market, which implies strong co-movements of housing price cycles. In the short run, the housing markets of Gangnam of Seoul, Bubble7 area, eastern and western regions of Gyeonggi-do are procyclical in the sense that their housing price cycles are positively correlated with the common factor of Seoul metropolitan housing market, while Gangbuk of Seoul, northern and southern regions of Gyeonggi-do are revealed to be countercyclical against the overall state of the Seoul metropolitan area. Volatility spillovers among eight subregional housing markets show different features depending on the subsamples.

2. RESULTS

The volatility spillover index shows a rising trend over the recent period, especially from Bubble 7 area and Gangnam of Seoul to the neighboring subregions in Seoul metropolitan area. The policy making authorities should reinforce monitoring locally excessive speculative demand for housing investment and handle housing market risk through preemptive stabilization policies.

3. KEY WORDS

- Co-movements of housing price cycles, Dynamic latent factor model, Frequency-domain dynamic correlation, Leads and lags correlation, Seoul metropolitan area housing market, Volatility spillovers

국문초록

본 연구는 수도권을 8개의 하위지역으로 분류하여 지역 간 주택가격 변동의 동조화 및 변동성 전이에 대한 실증분석을 통해 하위지역적 관점에서 수도권 주택시장을 분석하였다. 수도권 대부분 지역의 주택시장 변동을 설명하는데 있어서 수도권 공통요인의 설명력이 압도적으로 높게 나타남으로써 수도권 주택가격 변동의 동조화 현상이 나타나는 것으로 확인되었다. 주택경기 of 공행적 특징을 분석한 결과, 단기적으로 서울강남, 버블7, 경기동부, 경기서부 지역이 수도권 주택경기 to 순응적인 것으로 나타났다. 한편 서울강북, 경기도의 북부·남부 지역은 단기적으로 수도권 주택경기 to 역행적인 것으로 나타났고, 인천은 수도권 주택경기 변동과 연관이 없는 것으로 나타났다. 그리고 수도권 주택시장의 변동성 전이 분석에 따르면, 주택시장 과열기에는 서울강남·강북 및 버블7 지역, 주택시장 침체기에는 서울강남과 인천 및

버블7 지역, 주택시장 회복기에는 서울강남과 버블7 및 경기남부 지역이 변동성 순유출 지역으로 나타났다. 최근 들어 변동성 전이지수의 값이 상승하고 있는 가운데 특히 버블7과 서울강남 지역이 수도권 여타 지역으로 변동성을 전이시키고 있는 것으로 나타났다.

핵심어 : 동태적 잠재요인 모형, 변동성 전이, 수도권 주택시장, 시차 상관관계, 주택가격 순환변동의 공행성, 진동수 영역의 동적 상관관계

1. 서 론

주택은 주거서비스를 제공하는 소비재인 동시에 자산가치 변동에 민감한 투자재의 성격도 함께 가지고 있다. 이와 같은 특징 때문에 우리나라 가계의 자산 구성항목에서 주택을 비롯한 실물자산이 차지하는 비중이 주요국에 비해 크게 높은 것으로 나타난다. 2015년 통계청의 가계금융복지조사에 따르면 우리나라 가계의 자산 가운데 실물자산이 차지하는 비중은 73.5%로, 미국의 31.5%, 영국의 50.1%, 일본의 40.9%보다 높게 나타나고 있다. 주택가격의 변동은 자산 효과에 의한 경제주체의 소비에 영향을 미치기도 하고, 주택경기 변화에 따른 건설투자 변동을 통해 경기순환에도 큰 영향을 미치기 때문에 주택시장 움직임은 안정적인 거시경제 운영이라는 측면에서도 중요한 의미를 갖는다.

신용상(2015)¹⁾에 따르면 2000년대 초·중반 이후부터 글로벌 금융위기 이전까지는 수도권 지역의 주택가격이 크게 상승했으나, 2000년대 중반 이후에는 수도권과 비수도권 지역 간의 주택시장 탈동조화 현상이 발생하기도 했다. 최근에는 수도권 일부 지역과 부산광역시, 세종시 등을 중심으로 주택경기의 상승세가 두드러

지면서 국지적 주택시장 움직임에 대한 관심도 커지고 있다. 따라서 지역별 주택가격 변동의 특징과 변동성 추이를 살펴보는 작업은 광역권 주택시장 경기를 판단하는 실증적 자료를 제공할 뿐 아니라 하위지역별 주택시장 모니터링 및 관련 정책 결정에도 중요한 함의를 제공할 수 있다.

기존 연구에서는 대체로 전국 단위의 주택시장에 대한 분석이 주를 이루거나 또는 수도권을 단일 권역으로 간주하는 분석이 많이 이루어졌다. 전해정(2014)²⁾은 전국 16개 시·도를 대상으로 글로벌 금융위기 전·후에 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계를 분석하였다. 노정휘·성주환(2015)³⁾은 1986년 1월부터 2015년 3월까지 전국과 서울의 주택·전세 기준지수를 이용하여 우리나라 주택시장의 경기변동적 특징을 분석하였다. 이상경(2003)⁴⁾은 GARCH(1,1), EGARCH(1,1) 모형을 이용하여 서울특별시의 강남지역으로부터 수원시와 부산광역시로의 변동성 효과를 분석하였다. 그리고 김자혜(2014)⁵⁾는 경기도를 대상으로 경기전환점 기법 및 VAR모형을 이용하여 금융·주택·실물부문 변동의 특징과 상호영향을 분석하였다.

대부분의 주택시장 관련 선행연구는 대부분 단일권역을 가정하고 분석하는데, 김주영·우경

1) 신용상, “국내 주택시장의 수도권·비수도권 디커플링 현상과 시사점”, 주간 금융브리프, 한국금융연구원, 2015, 제24권, 제8호, pp.8~9.

2) 전해정, “글로벌 금융위기 전·후에 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구: 동적패널분석을 이용하여”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제58집, pp.33~44.

3) 노정휘·성주환, “주택시장 경기변동과 인과관계에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제61집, pp.208~221.

4) 이상경, “서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구”, 국토계획, 대한국토·도시계획학회, 2003, 제38권, 제7호, pp.81~90.

5) 김자혜, “경기도 금융·주택·실물부문의 상호영향 분석”, 지역경제 조사연구, 한국은행 경기본부, 2014, pp.9~18.

(2004)⁶⁾은 단일권역 분석에서는 추정된 특성 가격함수에서 특성값이 지역특성과 상관없이 동일하다고 가정함으로써 주택시장에 내재된 국지적 성격과 시장 불균형을 반영하지 못한다는 단점을 지적하였다. 수도권을 하위지역으로 분류한 분석으로는 정주희·유정석(2011)⁷⁾의 연구가 있다. 이들은 수도권을 서울의 강남3구·강남·강북, 경기도의 버블지역·남부·북부, 인천으로 구분하고, 주택가격과 거래량의 지역 간 인과관계 및 시·공간적 파급효과를 분석하였다.

근래에는 수도권 주택시장의 움직임이 다른 권역의 주택시장 변동에 영향을 미치는 양상을 보이면서 특히 수도권 내에서도 버블과 같은 특정 지역의 주택시장 변동에 대한 관심이 커졌다. 이러한 점에 비추어 수도권 내에서도 서울의 강남이나 버블과 같은 하위지역별 주택시장 변동 및 하위지역 간 주택시장 변동성 전이에 대한 실증분석은 수도권 주택시장에 대한 중요한 함의를 제공할 수 있다. 따라서 본 연구는 수도권을 8개의 하위지역으로 분류하여 지역 간 주택가격 변동의 동조화 및 변동성 전이에 대한 실증분석을 통해 하위지역적 관점에서 수도권 주택시장을 살펴보고자 한다.

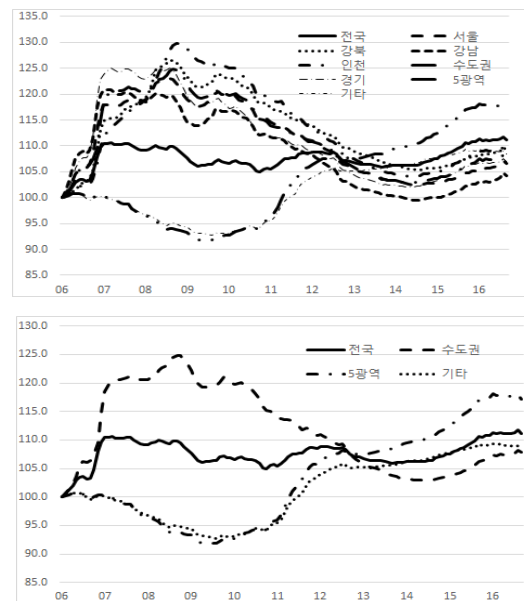
본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 주택가격 추이와 특징을 개관하고, 제III장은 실증분석에 사용된 계량분석모형을 소개한다. 제IV장에서는 수도권 주택가격 변동의 동조화 현상, 그리고 제V장에서는 하위지역 간 주택시장 변동성 전이에 대해 분석한다. 제VI장에서는 분석결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 주택가격 추이

2000년대 이후 우리나라 주택가격은 2008

년 글로벌 금융위기가 발생하면서 크게 하락한 이후 한동안 침체기를 겪다가 2013년 4월 1일 정부에서 주택시장 정상화 종합대책을 발표한 이후부터 회복되는 양상을 보이고 있다. 이러한 점을 감안하여 본고에서는 2006년 이후 2016년 9월까지의 주택가격을 글로벌 금융위기와 정부의 주택시장 종합대책 발표를 기점으로 세 기간으로 나누었다. 첫째, 소표본 I은 2006년 1월~2008년 8월 기간으로 글로벌 금융위기 이전의 주택시장 과열기, 둘째, 소표본 II는 2008년 9월~2013년 3월 기간으로 리먼 브라더스 파산 이후 글로벌 금융위기 기간에 해당하는 주택시장 침체기, 셋째, 소표본 III은 2013년 4월~

〈그림 1〉 월별 주택매매가격지수



〈표 1〉 월별 주택매매가격지수 상승률

	전국	서울	인천	수도권	경기	5대광역시
과열기	3.64	8.04	9.73	8.50	8.66	-2.36
침체기	-0.62	-3.21	-3.93	-3.49	-3.62	2.82
회복기	0.02	-0.15	-0.19	-0.16	-0.16	0.24

6) 김주영·우경, “수도권 주택하위시장 분석에 관한 연구”, 국토연구, 국토연구원, 2004, 제41권, pp.101~112.

7) 정주희·유정석, “주택가격과 거래량의 지역 간 인과관계 및 시·공간적 파급효과 분석: 수도권 아파트시장을 중심으로”, 주택연구, 한국주택학회, 2011, 제19권, 제4호, pp.177~203.

2016년 9월까지 2013년 4월 1일의 주택시장 종합대책 발표 이후부터 최근까지로 주택시장 회복기이다.

〈그림 1〉에서 서울, 인천 및 경기와 수도권은 전국이나 비수도권 지역과 상이한 움직임을 보이고 있다. 이는 전국의 움직임을 분석하는 방식으로는 수도권의 움직임을 파악할 수 없음을 의미한다. 또한 〈표 1〉에서 과열기, 침체기, 회복기로 구분하여 월별 실질 주택매매가격종합지수의 상승률을 살펴보면, 과열기에는 서울, 인천 및 경기도 등 수도권의 상승률이 전국 상승률 두 배 이상 초과하는데 비해 침체기에는 상승률이 높았던 지역의 하락률이 더 큰 것으로 나타났다. 과열기에는 수도권의 경우 상승률이 연 8.5%인데 비해 전국의 경우 3.6%로 5%p 정도 차이를 나타냈고, 회복기에는 수도권이 여전히 높은 상승률을 나타내는데 반해 전국은 미미하나량의 상승률을 보이는 등 수도권과 비수도권 간 지수 상승률이 매우 상이한 모습을 보였다.

III. 실증분석 방법론

1. 잠재요인 추정 및 분산분해

1) 동태적 잠재요인 모형

우리는 수도권 65개 시(市)·구(區)의 주택가격 변동에 대한 잠재요인(latent factors)을 추정하고 이를 이용한 일련의 실증분석을 시행하고자 한다. 이를 위해 본고에서는 동태적 잠재요인 모형을 추정하여 수도권 주택가격 변동을 다음의 세 가지 잠재요인, 즉 (i) 수도권 공통요인(common factor), (ii) 하위지역별 지역고유요인(region-specific factors), (iii) 개별시·구별 고유요인을 추출하였다.

$y_{i,t}$ 가 수도권 시·구 i 의 주택가격 변동을 나

타내는 안정적 시계열 변수일 때, 추정모형은 식 (1)의 동태적 잠재요인 모형으로 표현된다.

$$y_{i,t} = \beta_i F_t + \gamma_i f_{j,t} + \nu_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{단, } F_t = \psi_F(L)F_{t-1} + v_t,$$

$$f_{j,t} = \psi_f(L)f_{j,t-1} + \omega_t,$$

$$\nu_{i,t} = \psi_\nu(L)\nu_{i,t-1} + \epsilon_t.$$

수도권 공통요인(F_t)은 수도권 65개 시·구에서 공통적으로 공유되는 잠재적 요인이고, 지역별 고유요인($f_{j,t}$)은 서울특별시의 강북·강남, 버블7, 인천광역시, 경기도의 북부·남부·동부·서부의 하위지역별로 나타나는 고유한 요인이다. 계수 β_i 와 γ_i 는 요인부하(factor loading)이고, ψ_F , ψ_f , ψ_ν 는 추정모형의 동태적 특성을 반영하는 자기회귀다항식이고 실증분석에서 시차 2를 적용하였다. 잠재요인별 오차항은 횡단면적으로 상관관계를 갖지 않기 때문에 추정된 잠재요인은 직교(orthogonal)로 나타난다.

우리는 잠재요인을 추정하기 위해 식 (1)을 Kose et al.(2003)⁸⁾의 베이저언 추정을 실시했다. 추정과정에서 Markov-Chain Monte Carlo(MCMC) 방법을 사용하여 10,000번 반복 후 얻은 사후분포(posterior distribution)의 평균을 사용하였다. 관련문헌에 따라 요인부하 계수의 사전분포(prior distribution)는 $(\beta_i, \gamma_i)' \sim N(0, I_2)$, 관측변수 방정식의 오차항 분산에 대한 사전분포는 역감마분포 IG(6, 0.001), 자기회귀다항식 파라미터의 사전분포는 다음을 사용하였다.

$$N\left(0, \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0 & 0.25 \end{bmatrix}\right)$$

2) 동태적 잠재요인 모형

식 (1)에 분산 연산자를 적용하면 관측변수

8) Kose, M. A., C. Otrok, and C. H. Whiteman, "International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors", *American Economic Review*, 2003, 93(4), pp.1216~1239.

$y_{i,t}$ 의 변동은 식 (2)와 같이 나타난다.

$$Var(y_{i,t}) = \hat{\beta}_i^2 Var(F_t) + \hat{\gamma}_i^2 Var(f_{j,t}) + Var(\nu_{i,t}) \quad (2)$$

개별 시·구별 주택가격 변동에 대한 잠재요인별 설명력을 살펴보기 위해 관측변수 $y_{i,t}$ 의 총 분산 대비 추정된 잠재요인의 분산 비율을 계산하여 분산분해를 실시하였다.

2. 동태적 상관관계 분석

수도권 주택시장 변동의 순응성과 역행성 여부를 살펴보기 위해 앞에서 추정한 잠재요인을 이용하여 진동수 영역의 동태적 상관계수(frequency-domain dynamic correlation)를 계산한다. Forbes and Rigobon (2002)⁹⁾에 의하면 일반적인 정태적(static) 상관계수는 변수 간 공행성을 설명하는 데 편의(bias)가 발생하는 단점을 가지고 있다. 이같은 문제점을 극복하기 위해 본고에서는 Croux et al.(2001)¹⁰⁾이 제안한 진동수영역의 동태적 상관계수를 이용하여 시장 간 주택가격 변동의 순응성과 역행적 특징을 분석하였다.

ω 는 진동수, C 는 공스펙트럼(co-spectrum), S 는 스펙트럼 밀도함수(spectral density function)를 나타낼 때, 두 시계열변수 x , y 의 동태적 상관계수는 식 (3)과 같이 계산된다.

$$\rho_{x,y}(\omega) = \frac{C_{x,y}(\omega)}{\sqrt{S_x(\omega)S_y(\omega)}} \quad (3)$$

3. 변동성 전이지수

수도권의 하위시장 간 주택가격 변동성 전이 여부와 방향 등을 분석하기 위해 우리는 다음

과 같은 Diebold and Yilmaz (2012)¹¹⁾의 전이지수 모형을 사용한다.

m 개의 안정적 시계열로 구성된 벡터변수 $\{X_t\}_{t=1}^T$ 에 대한 VAR모형이 식 (4)로 표현될 때, $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt})'$ 는 내생변수들의 $m \times 1$ 벡터이고 Φ_i 는 $m \times m$ 계수행렬이다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, \Sigma) \quad (4)$$

H -기간 후 일반화된(generalized) 예측오차 분산분해가 식 (5)와 같이 나타날 때, 식 (6)의 총 변동성 전이(total volatility spillovers)는 전체 예측오차 분산 중 여타 시장의 충격에 의해 설명되는 비중으로 정의된다.

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \theta_{ij}(H) / \sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H) \quad (5)$$

$$S(H) = \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) / \sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) \cdot 100 \quad (6)$$

개별 시장 간 변동성 전이의 방향을 살펴볼 수 있는 방향성 전이(directional spillovers)는 식 (7), (8)과 같이 전이 방향에 따라 유입전이와 유출전이를 계산한다. 유입전이는 여타 모든 시장 j 의 변동성이 시장 i 의 변동성에 미치는 영향을 의미한다. 이와 유사하게 시장 i 의 변동성이 여타 모든 시장 j 의 변동성에 미치는 영향을 다음의 유출전리로 계산한다.

$$S_{-i}(H) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) / \sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) \cdot 100 \quad (7)$$

$$S_{-i}(H) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H) / \sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H) \cdot 100 \quad (8)$$

이제 식 (7)와 (8)을 이용하여 시장 간 순

9) Forbes, K. J. and R. Rigobon, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", *Journal of Finance*, 2002, 57(5), pp.2223~2261.

10) Croux, C., M. Forni, and L. Reichlin, "A Measure of Co-movement for Economic Variables: Theory and Empirics", *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(2), pp.232~241.

11) Diebold, F. X. and K. Yilmaz, "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers", *International Journal of Forecasting*, 2012, 28, pp.57~66.

변동성 전이(net volatility spillovers)를 계산할 수 있다. 이는 시장 i 가 자신을 제외한 여타 시장들에 미친 변동성 전이와 시장 i 가 여타 시장들로부터 받은 변동성 전이의 차이로 나타난다.

$$S_i(H) = S_{i-}(H) - S_{-i}(H) \quad (9)$$

앞서 기술한 순 변동성 전이는 한 시장과 여타 시장들 간에 전체적인 변동성 전이를 측정하는 반면, 특정 두 시장 간에 상호 변동성 전이를 살펴보기 위해서는 쌍별(pairwise) 순 변동성 전이를 이용한다. 식 (10)의 쌍별 순 전이효과는 두 시장 간에 상호 변동성 전이효과를 차감하여 구한다.

$$S_{ij}(H) = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji}(H)}{\sum_{i,k=1}^N \tilde{\theta}_{ik}(H)} - \frac{\tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{j,k=1}^N \tilde{\theta}_{jk}(H)} \right) \cdot 100 \quad (10)$$

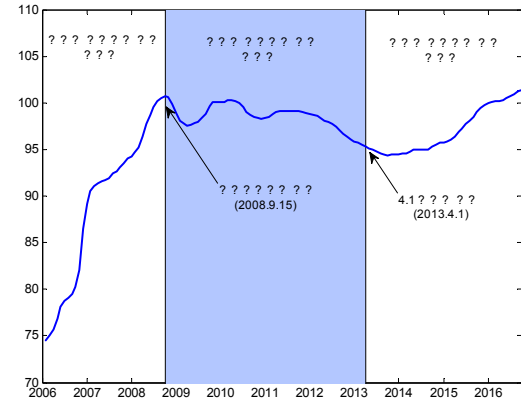
4. 자료 및 수도권 하위지역 분류

1) 자 료

실증분석은 2006년 1월부터 2016년 9월까지의 표본기간을 대상으로 하였다. 표본기간의 시작 시점이 2006년 1월인 이유는 KB국민은행에서 발표하는 수도권 65개의 모든 시·구에 대한 주택매매가격 자료가 2006년 1월부터 이용 가능하기 때문이다. 주택가격지수 자료는 KB국민은행이 발표하는 주택매매가격종합지수의 월간 자료를 이용하였다. 그리고 통계청이 발표하는 서울, 인천, 경기의 월간 지역별 소비자물가지수를 이용하여 실질변수로 변환하고, 미국 통계국(Census Bureau)의 X-12 방법으로 계절조정 하였다.

〈그림 2〉에서 보는 바와 같이 전체 표본기간 중 글로벌 금융위기 전후로 수도권 주택시장이 상이한 양상을 보이고 있다. 이에 따라 우리는 제Ⅱ장에서 언급한 바와 같이 전체 기간을 다음처럼 세 개의 소표본으로 구분하여 분석하였다. 소표본 I은 2006년 1월~2008년 8월에 해당하며 글로벌 금융위기 이전의 주택시장 과열기이

〈그림 2〉 수도권 주택매매가격지수 추이에 따른 소표본 구분



다. 소표본 II는 2008년 9월~2013년 3월로 리먼 브라더스 파산 이후 글로벌 금융위기 기간 동안의 주택시장 침체기이다. 소표본 III은 2013년 4월~2016년 9월로 4·1 주택시장 종합대책 발표 이후부터 최근까지 주택시장 회복기이다.

2) 수도권 하위지역 분류

본 연구에서는 기본적으로 ‘구(區)’단위의 자료를 이용하고, ‘구’별 자료가 발표되지 않는 경기도의 일부 시(市)에 대해서는 ‘시’단위의 자료를 이용하여 〈표 2〉와 같이 수도권 전체 권역을 8개의 하위지역으로 분류하여 분석하였다.

서울특별시는 강남과 강북지역으로 구분하였고, 경기도는 사회복지·행정관련 분류기준을 적용하여 동부, 서부, 남부, 북부의 4개 지역으로 분류하였다. 서울의 강남과 경기도에서 버블

〈표 2〉 수도권 하위지역 분류

지 역	해당 시·구
서울 강북	강북구, 광진구, 노원구, 도봉구, 동대문구, 마포구, 서대문구, 성동구, 성북구, 용산구, 은평구, 종로구, 중구, 중랑구
서울 강남	동구, 강서구, 관악구, 구로구, 금천구, 동작구, 영등포구
인천	중구, 동구, 남구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 서구
버블7	강남구, 서초구, 송파구, 양천구, 분당구, 동안구, 수지구
경기 동부	과천시, 구리시, 남양주시, 이천시
경기 서부	만안구, 원미구, 소사구, 오정구, 광명구, 단원구, 상록구, 시흥시, 군포시, 김포시
경기 남부	정안구, 권선구, 팔달구, 영통구, 수정구, 중원구, 평택시, 처인구, 기흥구, 화성시
경기 북부	덕양구, 일산동구, 일산서구, 의정부시, 파주시

7에 해당하는 구(區)는 해당 지역에서 제외하여 별도의 버블7 지역으로 구분하였다.

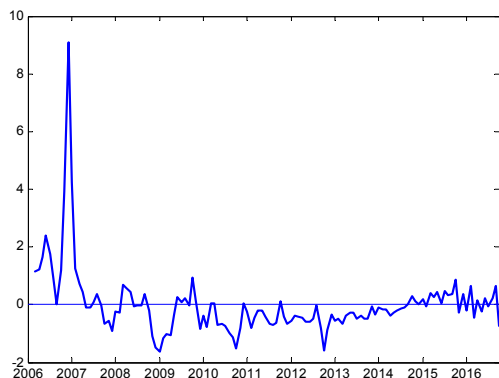
IV. 수도권 주택가격 변동의 동조화

1. 잠재요인 추정 및 분산분해

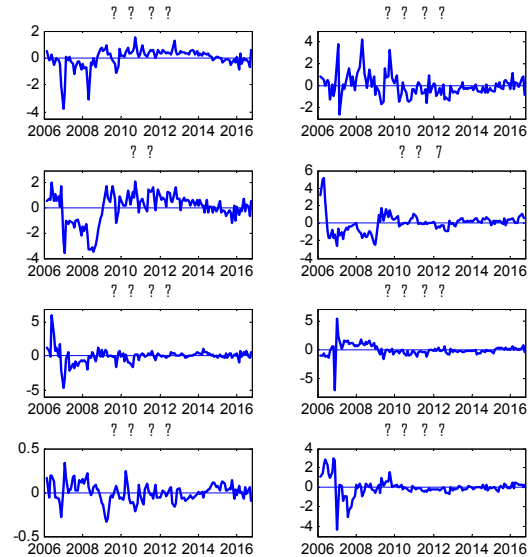
실증분석의 첫 단계로 수도권 65개 시·구의 주택매매가격 변동률을 이용하여 주택가격 순환변동의 잠재요인을 추정하였다. 동태적 잠재요인 모형을 통해 추정된 수도권 전체 주택시장에 대해 공유되는 수도권 공통요인과 8개 하위지역에 대한 지역고유요인은 <그림 3>와 <그림 4>에 제시되어 있다.

<그림 3>에서 수도권 공통요인의 움직임은 2008년 발생한 글로벌 금융위기 전·후가 대비되는 모습이다. 특히 2007년 중반 이전에는 주택시장이 호경기로 나타났지만, 그 이후로는 2008년 초와 2009년 말을 제외하고는 금융위기 기간 중 전체적으로 주택시장이 침체기로 나타난다. 수도권의 공통적인 주택경기는 2014년 후반부터 점차 나아지면서 비교적 짧은 주기로 호경기과 불경기의 순환적(cyclical) 움직임을 보이고 있다. 반면 수도권의 하위지역별 고유요인을 나타낸 <그림 4>에서는 주택가격 변동의 순환적 움직임이 개별 지역별로 상이하게 나타나고 있다.

<그림 3> 수도권 주택가격 순환변동의 공통적 잠재요인 추이

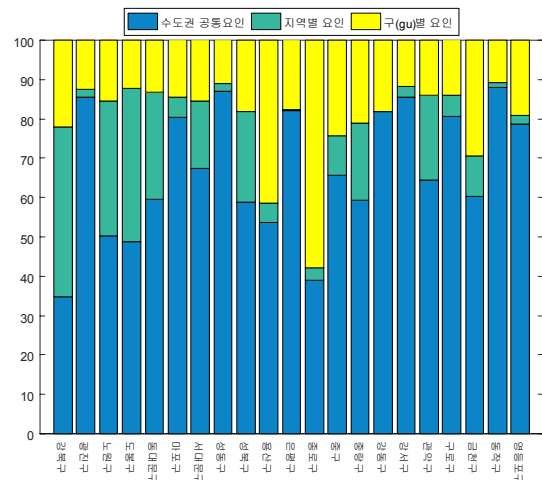


<그림 4> 수도권 주택가격 순환변동의 하위 지역별 고유요인 추이



다음으로 개별 시·구의 주택가격 변동에서 잠재요인이 설명하는 비율을 계산하여 전체 표본기간에 대한 분산분해를 실시하였다. <그림 5>~<그림 8>의 분산분해 결과를 보면, 인천의 중구·동구·남구·남동구와 이천시를 제외하고는 수도권의 대부분 시·구에서 수도권공통요인의 설명력이 가장 큰 것을 알 수 있다. 이는 곧 수도권 주택경기가 강한 동조화 현상을 보이고 있음

<그림 5> 분산분해: 서울강북·서울강남

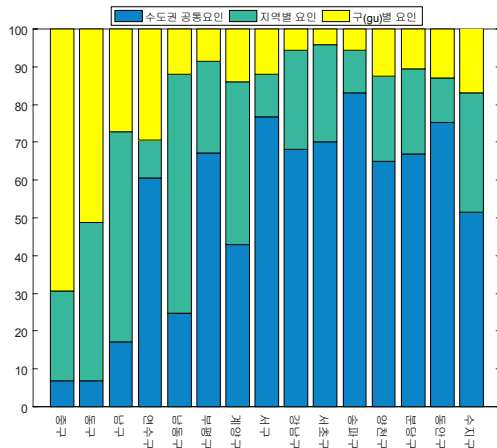


을 보여주는 결과이다.

〈그림 5〉에서 강북·노원·도봉·동대문·성북구에서는 서울강북의 지역고유요인의 설명력이 크게 나타나는 반면, 광진·마포·성동·용산·종로·강서·구로·동작·영등포구는 지역고유요인의 설명력이 작게 나타났다. 특히 종로·용산·금천구는 해당 구별 요인의 설명력이 상대적으로 크게 나타났다. 용산구의 경우는 용산 국제업무지구 개발 계획 및 재개발사업 등이, 금천구의 경우는 2006년 준공업지역을 특별계획구역으로의 지정과 군부대 이전 계획 및 2015년 발표한 'G밸리 종합발전계획', 'G밸리 비상 프로젝트 2' 등에 영향을 받은 것으로 보인다.

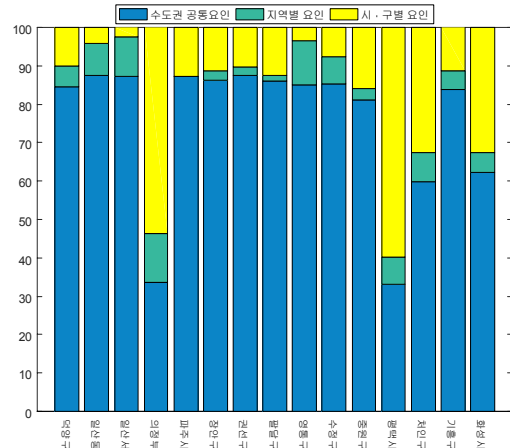
〈그림 6〉에서 인천광역시에는 수도권 권역의 여타 지역과 상이한 결과를 보이고 있다. 연수·부평·서구를 제외하고는 수도권 공통요인의 설명력이 매우 낮게 나타나고 있다.

〈그림 6〉 분산분해: 인천·버블7



〈그림 7〉의 경기 북부·남부지역에서는 의정부시와 평택시를 제외한 거의 모든 시·구에서 수도권 공통요인의 설명력이 가장 크게 나타난다. 의정부시와 평택시의 주택가격 변동은 시(市) 고유요인의 설명력이 가장 크게 나타나는데, 이는 의정부 미군부대의 평택 이전과 평택에 최대 15조원 규모에 이르는 삼성전자 평택공장 투자

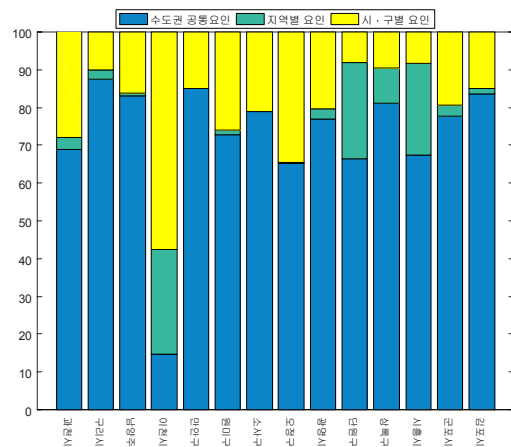
〈그림 7〉 분산분해: 경기북부·경기남부



등에 의해 영향을 받은 것으로 보인다.

경기 동부·서부의 〈그림 8〉에서도 이천시를 제외하고는 거의 모든 시·구에서 수도권 공통요인의 설명력이 가장 크게 나타나고 있다. 수도권 규제를 계기로 최근 강소도시로 급부상하고 있는 이천시는 시(市) 고유요인이 가장 크다. 이천시는 SK하이닉스의 공장 증설과 산업기반시설 확충 및 「2020 이천시도시기본계획」을 승인 받아 자연보전권역에서는 최초로 마장·중리지구 택지개발 사업을 추진 중에 있다.

〈그림 8〉 분산분해: 경기동부·경기서부



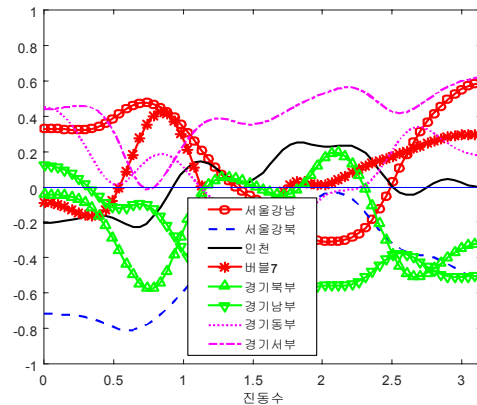
2. 수도권 주택가격 변동의 공행성

본 절에서는 진동수 영역의 동태적 상관계수를 이용하여 시장 간 주택가격 변동의 공행적 특징을 분석한다. 다음에 제시된 그래프의 세로축에서 동태적 상관계수는 1과 -1 사이의 값을 가지며 가로축은 진동수를 나타낸다.¹²⁾

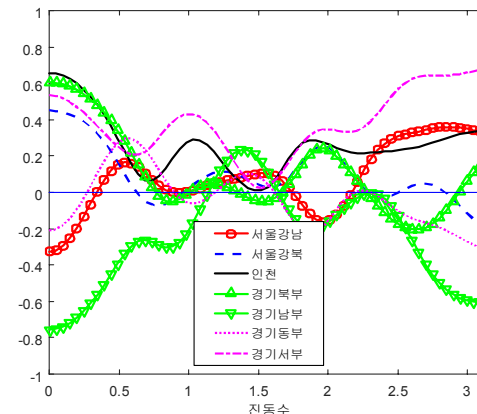
수도권 주택경기와 하위지역의 주택가격 변동을 살펴보기 위해 수도권 공통요인과 8개 하위지역별 요인 간의 동태적 상관관계를 계산하였다. 결과는 〈그림 9〉와 같이 나타나는데, 단기적으로 서울강남, 버블7, 경기동부, 경기서부 지역이 수도권 주택시장 변동과 양(+)의 상관관계를 보이면서 수도권 주택경기에 순응적인 것으로 나타났다. 반면 서울강북, 경기 북부·남부 지역은 수도권 주택경기와 음(-)의 상관관계를 보이면서 수도권 주택경기에 역행적으로 움직이는 것으로 나타났다. 인천의 경우는 단기적으로 수도권 주택경기와 연관이 없는 것으로 나타나 앞절에서 분석한 분산분해 결과를 뒷받침하고 있다. 장기에는 서울강남, 경기남부·동부·서부 지역이 수도권 주택시장 변동과 양(+)의 상관관계를 보이는 반면, 서울강북, 인천 지역은 장기적으로 음(-)의 상관관계로 나타났다. 이는 수도권 주택경기가 호황일 때 서울강북과 인천광역시는 오히려 주택수요가 감소하여 주택경기가 하락기를 보이는 양상으로 이해할 수 있다.

다음으로 개별 하위지역의 지역고유요인에 대한 동태적 상관관계를 분석하였다. 〈그림 10〉은 버블7 지역과 수도권의 여타 지역 간 상관관계를 보여주고 있다. 단기에는 서울강남, 인천, 경기서부 지역이 양(+)의 상관관계를 보이면서 버블7의 주택경기에 순응적인 것으로 나타났다. 장기에는 서울강북, 인천, 경기북부, 경기서부 지역이 양(+)의 상관관계를 보이면서 버블7 지역과 상호 순응적이다. 반면에 경기남부 지역은 단기와 장기 모두에서 버블7 지역의 주택시장 변동에 역행적으로 움직이는 것으로 나타났다. 이

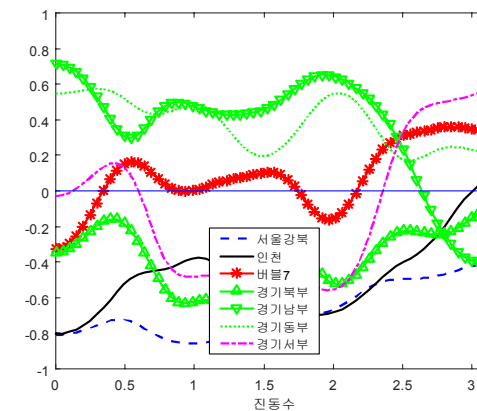
〈그림 9〉 수도권 공통요인과 하위지역 간 동태적 상관관계



〈그림 10〉 버블7과 여타 하위지역 간 동태적 상관관계



〈그림 11〉 서울강남과 여타 하위지역 간 동태적 상관관계



12) 그래프의 가로축에서 3 근방의 값은 1~2년 미만의 단기에 해당하고 0에 가까울수록 대략 8~10년 이상의 장기로 해석할 수 있다. 지면 상의 제약으로 경기서부·경기남부·서울강북·인천과 여타 하위지역 간의 동태적 상관관계의 그래프는 생략한다.

는 버블7 지역의 주택경기가 호황일 때에는 경기 남부 지역의 주택수요가 버블7 지역으로 유출되면서 이 지역의 주택수요가 약해져서 경기남부의 주택경기가 불황을 겪게 되는 것으로 이해할 수 있다. 이런 관점에서 볼 때 버블7 지역과 경기 남부 지역은 주택 구입 및 투자에 있어서 상호 대체관계에 있는 것으로 보인다.

〈그림 11〉에서 단기에 경기서부 지역이 양(+)의 상관관계로 서울강남과 상호 순운적인 것으로 나타났다. 반면 서울강북과 경기남부 지역은 단기에 서울강남 지역의 주택시장 변동에 역행적인 것으로 나타났다.

3. 시차 상관관계 분석

본 절에서는 추가로 하위지역의 지역요인 간 시차 상관관계를 분석하고 그 결과를 〈표 3〉에 제시하였다. 과열기의 경우 버블7이나 서울강남은

여타 지역의 지역요인에 대해 선행성을 지니는 것으로 나타났다. 즉, 버블7이나 서울강남의 지역요인이 변동하면 타 지역 요인이 1~8개월의 시차를 갖고 따라 변동한 것으로 해석된다. 침체기의 경우에는 버블7이나 서울강남이 경기 남부, 서부, 동부 지역요인 등에 대해 후행성을 지니는 것으로 분석되었다. 버블7과 서울강남 간에는 버블7이 선행성을 갖는 것으로 나타났다. 회복기의 경우 서울강남이 경기 지역에 대해 선행성을 나타낸 반면 버블7은 오히려 경기지역에 대해 후행성을 지니는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 보면 버블7 지역요인이나 서울강남 지역요인이 주택경기 과열기 및 회복기에 여타 지역요인보다 선행해서 움직이는 반면 침체기에는 여타 지역요인에 후행하고 있음을 알 수 있다. 즉, 서울강남 지역이 주택가격 상승기에는 타 지역보다 먼저 움직이는 반면 하락기에는 타 지역보다 늦게 움직이는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 하위지역 간 시차 상관관계

과열기							
	서울강남	서울강북	경기남부	인천	경기서부	경기동부	경기북부
버블7	0.38(0)	-0.82(+8)	0.63(0)	-0.54(0)	0.47(0)	-0.68(0)	-0.58(+3)
서울강남		0.51(0)	0.67(+1)	-0.73(0)	0.60(+1)	-0.68(0)	-0.58(0)
서울강북			-0.45(-8)	-0.52(1)	-0.54(-2)	0.53(-7)	0.65(-6)
경기남부				-0.76(0)	0.68(0)	-0.80(-1)	-0.44(+3)
인천					-0.56(0)	0.67(-1)	0.48(0)
경기서부						-0.62(0)	-0.61(-1)
경기동부							0.54(0)
침체기							
	서울강남	서울강북	경기남부	인천	경기서부	경기동부	경기북부
버블7	0.45(+5)	0.35(+6)	0.62(0)	0.36(-4)	-0.55(0)	0.61(0)	-0.33(-2)
서울강남		0.59(0)	0.47(-5)	0.42(0)	-0.51(-5)	0.46(-5)	-0.40(+10)
서울강북			0.55(-2)	0.44(-9)	-0.45(-1)	0.52(-5)	-0.39(+10)
경기남부				-0.37(0)	-0.61(0)	0.62(0)	-0.33(+12)
인천					-0.43(+8)	0.39(+4)	-0.31(+21)
경기서부						-0.52(-2)	-0.30(-6)
경기동부							-0.33(+14)
회복기							
	서울강남	서울강북	경기남부	인천	경기서부	경기동부	경기북부
버블7	0.43(0)	-0.65(0)	0.33(-7)	-0.32(0)	-0.41(-3)	0.16(·)	-0.14(·)
서울강남		-0.44(0)	0.70(0)	-0.41(-4)	-0.43(+2)	0.35(+2)	0.22(·)
서울강북			-0.32(2)	0.37(0)	0.54(-2)	-0.18(·)	-0.10(·)
경기남부				0.49(+5)	-0.37(-4)	-0.19(·)	0.31(-2)
인천					0.39(-5)	-0.07(·)	0.48(-3)
경기서부						-0.38(-5)	-0.17(·)
경기동부							-0.10(·)

주: () 안에서 숫자는 시차를, +는 선행함을, -는 후행함을, ·은 통계적으로 유의하지 않음을 각각 의미함.

다. 경기동부의 경우에는 여타 지역에 비해 후행성이 높은 것으로 나타났다.

V. 수도권 주택시장의 변동성 전이

앞장에서 수도권 주택가격 변동의 동조화 현상을 확인했다. 이에 따라 수도권의 하위지역별 주택시장 간 연계가 공고해지면서 수도권 주택시장의 효율성 제고 및 단기적으로 안정적인 수도권 주택경기 관리가 용이하다는 장점이 있다. 하지만 수도권 주택시장의 동조화 현상의 이면에는 수도권의 특정 지역에서 발생한 주택시장 위험이 주변 지역의 주택시장 및 수도권 주택시장 전체로 위험이 전이될 수 있는 가능성도 상존한다. 따라서 우리는 수도권의 하위지역별 주택시장의 연계 강화에 수반되는 주택시장 변동성 전이효과를 분석하고자 한다.

일반적으로 자산시장에서는 부정적인 충격

이 발생하여 시장참가자들의 기대 밖으로 큰 가격변동이 있을 때 동일한 크기의 긍정적인 충격에 비해 변동성에 훨씬 큰 영향을 미치는 비대칭적 효과가 나타난다. 따라서 우리는 주택시장 변동성의 대응변수로 이와 같은 비대칭적 효과를 고려하는 EGARCH(1,1) 모델을 통해 조건부 분산을 구하였다. 실증분석에서 VAR모델의 적정시차는 슈워츠기준(Schwarz criterion)에 의해 모든 소표본에서 2로 결정되었다.

〈표 4〉에서 음영으로 표시되지 않은 (i, j) 번째 요소의 숫자는 하위지역 주택시장 i 의 예측 오차 분산분해에 대해 지역별 주택시장 j 의 충격이 설명하는 비중을 나타낸다. 소표본 I에서의 순 전이지수를 보면 서울의 강남과 강북 및 버블 7 지역이 수도권에서 변동성의 순유출 지역으로 나타났고, 수도권의 나머지 지역들은 변동성의 순유입 지역으로 나타났다. 소표본 II의 〈표 5〉에서 주택시장 간 순 전이를 보면 서울강남, 인천 및 버블7 지역이 수도권에서 변동성 순유출 지역으로 나타났고 수도권의 나머지 지역은 변동성

〈표 4〉 변동성 전이지수: 소표본 I

유출 유입	서울 강남	서울 강북	인천	버블7	경기 북부	경기 남부	경기 동부	경기 서부	유입 전이	순 전이
서울 강남	61.25	6.80	5.84	4.57	0.49	5.95	12.34	2.75	38.75	56.28
서울 강북	14.99	22.38	7.15	30.91	0.12	3.83	12.06	8.57	77.62	28.28
인천	28.57	16.55	8.27	24.50	0.33	4.76	8.73	8.28	91.73	-46.11
버블7	8.56	2.48	8.88	61.36	0.57	9.40	4.22	4.52	38.64	157.61
경기북부	5.94	14.18	11.75	55.51	0.99	5.51	0.22	5.89	99.01	-96.12
경기남부	5.65	27.39	5.31	37.67	0.37	8.65	4.52	10.42	91.35	-43.56
경기동부	10.54	27.38	2.18	16.35	0.69	13.26	15.71	13.88	84.29	-37.30
경기서부	20.77	11.11	4.50	26.73	0.31	5.07	4.91	26.60	73.40	-19.09
유출전이	95.03	105.91	45.62	196.24	2.89	47.79	47.00	54.31	594.79	전이지수: 74.35%

〈표 5〉 변동성 전이지수: 소표본 II

유출 유입	서울 강남	서울 강북	인천	버블7	경기 북부	경기 남부	경기 동부	경기 서부	유입 전이	순 전이
서울 강남	45.88	5.51	11.50	5.33	8.52	4.44	9.75	9.06	54.12	72.55
서울 강북	35.67	19.91	5.23	13.44	10.86	2.61	9.85	2.42	80.09	-33.67
인천	2.99	5.53	69.59	12.68	3.41	2.10	1.59	2.12	30.41	22.74
버블7	2.00	4.24	4.68	66.08	9.69	6.61	0.89	5.80	33.92	46.14
경기북부	28.58	2.00	2.68	10.56	17.22	18.04	18.20	2.73	82.78	-34.76
경기남부	11.17	3.34	8.68	6.39	2.90	56.79	6.74	3.98	43.21	-4.61
경기동부	19.41	8.35	5.31	21.27	6.84	1.07	33.76	3.98	66.24	-10.43
경기서부	26.84	17.45	15.06	10.39	5.79	3.73	8.80	11.94	88.06	-57.96
유출전이	126.67	46.43	53.15	80.06	48.02	38.60	55.81	30.09	478.82	전이지수: 59.85%

〈표 6〉 변동성 전이지수: 소표본 III

유출 유입	서울 강남	서울 강북	인천	버블7	경기 북부	경기 남부	경기 동부	경기 서부	유입 전이	순 전이
서울 강남	37.80	5.09	2.97	45.72	2.10	3.62	1.72	0.97	62.20	19.27
서울 강북	16.06	11.84	5.42	29.40	23.37	6.92	3.19	3.81	88.16	-49.10
인천	17.16	2.28	27.99	26.51	9.26	10.57	2.70	3.54	72.01	-24.13
버블7	9.51	3.36	5.07	46.73	4.22	9.65	2.09	19.36	53.27	172.60
경기북부	10.30	10.95	16.75	27.32	18.02	8.16	0.90	7.61	81.98	-36.97
경기남부	2.32	4.98	1.96	47.90	0.91	39.21	1.60	1.13	60.79	3.08
경기동부	9.57	8.29	5.76	12.73	2.56	16.09	34.22	10.78	65.78	-51.02
경기서부	16.56	4.11	9.96	36.28	2.60	8.86	2.56	19.06	80.94	-33.73
유출전이	81.47	39.07	47.89	222.87	45.01	63.86	14.75	47.20	565.12	전이지수:70.64%

순유입 지역으로 나타났다. 소표본 III의 〈표 6〉에서도 주택시장 간 순 전이를 보면 서울강남, 버블7 및 경기남부 지역이 수도권에서 변동성 순유출 지역으로 나타났고 수도권의 나머지 지역은 변동성 순유입 지역으로 나타났다.

〈표 7〉 주택시장 간 쌍별 순 변동성 전이

주택시장	소표본 I	소표본 II	소표본 III
(버블7, 서울강남)	-4.00	3.33	36.21
(버블7, 서울강북)	28.43	9.19	26.04
(버블7, 인천)	15.62	8.00	21.44
(버블7, 경기북부)	54.94	0.87	23.10
(버블7, 경기남부)	28.27	-0.22	38.25
(버블7, 경기동부)	12.13	20.38	10.63
(버블7, 경기서부)	22.21	4.59	16.92
(서울강남, 서울강북)	8.18	30.16	10.97
(서울강남, 인천)	22.73	-8.51	14.18
(서울강남, 경기북부)	5.45	20.06	8.20
(서울강남, 경기남부)	-0.29	6.73	-1.31
(서울강남, 경기동부)	-1.80	9.67	7.85
(서울강남, 경기서부)	18.02	17.78	15.59
(서울강북, 인천)	9.40	0.30	-3.14
(서울강북, 경기북부)	14.06	-8.87	-12.41
(서울강북, 경기남부)	23.56	0.72	-1.94
(서울강북, 경기동부)	15.33	-1.50	5.10
(서울강북, 경기서부)	2.54	15.03	0.31
(경기남부, 인천)	-0.55	-6.58	8.61
(경기남부, 경기북부)	5.14	15.13	7.25
(경기남부, 경기동부)	8.74	-5.66	14.50
(경기남부, 경기서부)	-5.35	-0.26	7.72
(인천, 경기북부)	11.43	-0.72	7.48
(인천, 경기동부)	-6.54	3.73	3.06
(인천, 경기서부)	-3.79	12.94	6.42
(경기서부, 경기북부)	5.57	-3.06	5.01
(경기서부, 경기동부)	8.97	-4.83	8.22
(경기동부, 경기북부)	-0.47	11.35	-1.66

세 소표본의 변동성 전이지수의 추이를 보면 주택경기의 국면에 따라 변동성 전이의 정도가 다르게 나타난다. 주택시장 과열기인 소표본 I에서는 74.35%로 전이지수가 가장 크게 나타났으나, 글로벌 금융위기 기간인 소표본 II에서 59.85%로 가장 낮게 나타났다. 하지만 금융위기 이후 회복기인 소표본 III에서는 변동성 전이지수가 70.64%로 다시 높아지고 있는 추세를 보이고 있다.

〈표 7〉은 하위지역의 두 주택시장 간 쌍별 순 변동성 전이에 대한 결과이다. 표에서 첫 번째 열은 수도권의 하위 주택시장의 쌍 (i, j) 를 나타낸다. 주택시장 (i, j) 의 쌍별 순 변동성 전이지수의 값이 양(+)이면 주택시장 i 가 시장 j 에 변동성 영향을 주는 것이고, 음(-)으로 나타나면 주택시장 i 는 시장 j 로부터 변동성 영향을 더 받는 것을 의미한다.

특징으로는 버블7 지역이 수도권 내 여타 지역에 미치는 변동성 전이효과는 기간별·지역별로 다르게 나타나고 있다. 버블7 지역과 서울강남은 주택경기 국면에 따라 소표본 별로 매우 상이한 양상을 보인다. 소표본 I에서는 서울강남이 버블7 지역에 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 소표본 II와 III에서는 거꾸로 버블7 지역이 서울강남 주택시장에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 소표본 III에서는 버블7에서 서울강남으로의 변동성 전이가 매우 커진 것을 볼 수 있다. 버블7 지역에서 서울강북, 경기북부·동부·서부 지역으로의 변동성 전이는 글로벌 금융위기 이전보다는 약간 작게 나타났으며, 경기남부

지역으로의 변동성 전이가 소표본 III에서 크게 확대되었다.

VI. 결론

1. 실증분석 결과 요약 및 시사점

본 연구는 수도권을 8개의 하위지역으로 분류하여 지역 간 주택가격 변동의 동조화 및 변동성 전이에 대한 실증분석을 통해 하위지역적 관점에서 수도권 주택시장을 분석하였다. 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 잠재요인별 분산분해 결과를 보면 수도권 대부분 지역의 주택시장 변동을 설명하는데 있어서 수도권 공통요인의 설명력이 압도적으로 높게 나타났다고, 이로써 수도권 주택시장의 동조화 현상을 확인하였다.

수도권 공통요인과 하위지역 간에 진동수영역에서 계산한 동태적 상관관계 분석결과에서는 단기적으로 서울강남, 버블7, 경기동부, 경기서부 지역이 수도권 주택시장 변동과 양(+)의 상관관계를 보이면서 수도권 주택경기에 순응적인 것으로 나타났다. 하지만 서울강북, 경기도의 북부·남부 지역은 수도권 주택경기에 역행적인 것으로 나타났고, 인천은 수도권 주택경기 변동과 연관이 없는 것으로 나타났다. 경기남부 지역은 장단기에 버블7 지역의 주택시장 변동에 역행적으로 움직이는데, 이는 버블7 지역의 주택경기가 호황일 때에는 경기남부 지역의 주택수요가 버블7 지역으로 유출되어 상호 대체관계에 있는 것으로 보인다.

마지막으로 하위지역 간 주택시장 변동성 전이 결과에 따르면 변동성 순유출 지역이 기간별로 상이하게 나타나고 있다. 소표본별 순 전이 지수를 보면 소표본 I에서는 서울강남·강북 및

버블7 지역이 변동성 순유출 지역으로 나타났고, 소표본 II에서는 서울강남, 인천 및 버블7 지역이 변동성 순유출 지역으로 나타났다. 주택시장 회복기인 소표본 III에서는 서울강남, 버블7 및 경기남부 지역이 변동성 순유출 지역으로 나타났다.

실증분석에서 나타난 것처럼 버블7과 서울강남 지역이 수도권의 여타 지역으로 변동성을 전이시키는 것으로 나타났다. 이는 비교적 최근 부동산 활성화 대책의 일환으로 시행된 주택시장 규제 완화 및 저금리정책 등에 기인한 것으로 보인다.¹³⁾ 따라서 이들 지역의 주택가격 변동에 대한 모니터링을 강화하고, 투기적 차익을 기대하는 과도한 투자수요에 대해서는 차별화된 정책적 접근이 필요하며 주택시장 위험관리 차원에서 선제적인 안정화 대책이 필요하다.

2. 향후 연구과제

본 연구는 경기도의 사회복지·행정관련 분류기준에 따라 수도권 주택시장을 8개의 하위지역으로 분류하여 분석하였다. 이 기준은 수도권의 시·구를 지리적 위치에 따라 구분한 것이기 때문에 어느 하위지역에 속한 일부 시·구의 영향력이 클 경우에 해당 하위지역의 영향력이 큰 것으로 해석될 여지가 있다. 가령, 경기동부 지역의 주택시장이 인접지역의 주택시장으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타날 경우에 과천시 등의 영향력이 지대하여 발생한 결과일 가능성도 배제할 수는 없다. 따라서 향후 연구에서는 지리적 분류기준 대신에 관심대상 지역별로 하위지역을 분류하여 분석할 수 있을 것이다.

또한 수도권 주택시장은 다양한 거시경제적 요인과 상호 작용을 통해 변동할 수 있기 때문에 최근 주택가격과 거시경제 변수간의 관계에 관한 연구가 이루어지고 있다.(금기조·김병량, 2015, 김병준·유한수, 2015, 임대봉, 2015,

13) 2014년 9·1 부동산대책(규제 합리화를 통한 주택시장 활력 회복 및 서민 주거안정 강화 방안)과 함께 LTV·DTI 규제와 재건축 및 청약 관련 규제가 완화되고 2015년에 기준금리가 1.5%까지 떨어지면서 시중 자금이 부동산시장으로 집중되었는데, 특히 투자가치가 있는 강남권 재건축 주택시장으로 투자수요가 몰리면서 최근 높은 시장변동성을 보였다.

윤성민·손승화·이정인, 2016, 이옥동·최정일, 2016)¹⁴⁾ 본 연구에서는 연구범위를 수도권 주택가격의 동조화와 변동성에 한정했기 때문에 주택가격과 다양한 거시경제 변수 간의 관계를

분석하지 않았는데, 정책적인 측면에서도 이와 같은 분석은 필요하다. 이는 향후 후속 연구에서 다루어질 수 있을 것이다.

參考文獻

- 금기조·김병량, “KOSPI지수와 금융변수가 주택매매가격과 전세가격에 미치는 영향 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제60집.
- 김병준·유한수, “한국 주택시장과 주식시장간의 상호 영향력 검증”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제63집.
- 김자혜, “경기도 금융·주택·실물부문의 상호영향 분석”, 지역경제조사연구, 한국은행 경기본부, 2014.
- 김주영·우경, “수도권 주택하위시장 분석에 관한 연구”, 국토연구, 국토연구원, 2004, 제41권.
- 노정휘·성주한, “주택시장 경기변동과 인과관계에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제61집.
- 신용상, “국내 주택시장의 수도권-비수도권 디커플링 현상과 시사점”, 주간 금융브리프, 한국금융연구원, 2015, 제24권, 제8호.
- 윤성민·손승화·이정인, “지역주택가격 변동의 장단기 결정요인에 관한 실증분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2017, 제67집.
- 이상경, “서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구”, 국토계획, 대한국토·도시계획학회, 2003, 제38권, 제7호.
- 이옥동·최정일, “주택매매가격종하지수 및 주요 경제지표들의 상승률 동향과 관련성 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2016, 제64집.
- 임대봉, “유동성이 주가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제61집.
- 전해정, “글로벌 금융위기 전·후로 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구: 동적패널분석을 이용하여”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제58집.
- 정주희·유정석, “주택가격과 거래량의 지역 간 인과관계 및 시·공간적 파급효과 분석: 수도권 아파트시장을 중심으로”, 주택연구, 한국주택학회, 2011, 제19권, 제4호.
- Croux, C., M. Forni, and L. Reichlin, “A Measure of Co-movement for Economic Variables: Theory and Empirics”, *Review of Economics and Statistics*, 2001, Vol.83.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz, “Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers”, *International Journal of Forecasting*, 2012, Vol.28.
- Forbes, K. J. and R. Rigobon, “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements”, *Journal of Finance*, 2002, Vol.57.
- Kose, M. A., C. Otrok, and C. H. Whiteman, “International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors”, *American Economic Review*, 2003, Vol.93.

14) 금기조·김병량, “KOSPI 지수와 금융변수가 주택매매가격과 전세가격에 미치는 영향 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제60집, pp.182-195.
 김병준·유한수, “한국 주택시장과 주식시장간의 상호 영향력 검증”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제63집, pp.310-321.
 임대봉, “유동성이 주가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제61집, pp.80-93.
 윤성민·손승화·이정인, “지역주택가격 변동의 장단기 결정요인에 관한 실증분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2016, 제67집, pp.198-211.
 이옥동·최정일, “주택매매가격종하지수 및 주요 경제지표들의 상승률 동향과 관련성 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2016, 제64집, pp.241-252.