

서울과 6대 광역시 아파트 매매 가격변화율의 연계성 분석*

이연정¹ · 김광욱² · 윤성민³⁺

¹부산대학교 경제통상연구원 연구원, ²주택금융연구원 연구위원, ³부산대학교 경제학부 교수

요약

본 연구는 2000년 1월부터 2022년 2월까지의 아파트 매매 가격변화율 자료를 이용하여 서울과 6대 광역시의 지역 간 연계성을 분석하였다. 분석 모형으로는 변동성 정도에 따른 지역 간 연계성의 차이를 분석할 수 있는 MS-VAR 모형과 방향성 전이지수를 적용하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 모든 국면에서 각 지역은 해당 지역의 가격변화율에 가장 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 둘째, 대도시(서울, 인천, 부산)가 상대적으로 다른 지역과 유의한 관계를 보이는 경우가 많았지만, 일정한 패턴은 발견되지 않는다. 셋째, 마코프 전환확률을 통해 서울을 중심으로 하는 우리나라의 주택(아파트) 시장은 전반적으로 낮은 불확실성(저변동성) 시기가 좀 더 오래 지속됨을 확인하였다. 넷째, 변동성 전이효과의 비중으로 볼 때, 수도권(서울, 인천)과 지방 광역시 간의 연계성은 낮은 것으로 나타났다.

핵심주제어: 아파트 매매시장, 가격변화율, MS-VAR, 방향성 전이지수

주제분류: C3, RO

목차

- | | |
|-------------|-------------|
| I. 서론 | IV. 실증분석 결과 |
| II. 선행연구 검토 | V. 결론 |
| III. 분석모형 | |

+ 교신저자: 윤성민, 46242 부산광역시 금정구 부산대학교 63번길 2, Tel: 051-510-1658, E-mail: smyoon@pusan.ac.kr

* 이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2020S1A5B8103268).

접수일: 2022.12.13 / 수정일: 2023.02.01 / 게재확정일: 2023.02.10

I. 서론

주택은 주거서비스를 제공하는 필수적인 재화이며, 가계의 중요한 자산이라는 특성을 가진다. 통계청(2022)의 「2021년 인구주택총조사」에 따르면 우리나라 전체 일반가구 중 아파트에 거주하는 가구의 비중은 51.9%(전체 2,145만 가구 중 1,114만 가구)로 아파트는 우리나라의 가장 대표적인 주거 형태라 할 수 있다. 그리고 2021년 말 기준 우리나라의 가계 자산 중 비금융자산이 차지하는 비중은 전체 자산의 64.4%로, 미국(28.5%), 일본(37.0%), 영국(46.2%) 등 주요 국가보다 높게 나타났다(금융투자협회, 2022). 비금융자산 중 대부분이 주택(아파트) 등 부동산 실물자산이라는 점을 고려할 때, 다른 국가와 비교해서도 우리나라에서 주택(아파트)의 자산 비중은 매우 높다고 볼 수 있다.

한편 한국은행(2022)의 가계 자산수익률 분석에 따르면, 2006년부터 1분기부터 2021년 3분기까지 전국의 주택가격상승률은 정기예금(1~2년) 수익률보다 높았으며, 특히 서울의 아파트 가격상승률(5.8%)은 지방의 아파트 가격상승률(3.5%) 보다 2.3%p 더 높은 것으로 나타났다. 최근 주택(아파트)의 소유자가 소재지 외에 거주하는 비중이 높아졌으며, 특히 서울의 주택 소유자가 주택 소재지 이외 지역에 거주하는 비중은 지방보다 높은 것으로 나타났다. 이러한 특성은 주택(아파트)이 투자자산으로서 역할을 하고 있다는 의미로 해석할 수 있다.

주택(아파트) 가격의 변동성이나 다른 경제변수와의 연계성은 안정적인 주거서비스를 원하는 일반 가계와 이러한 서비스를 제공할 의무가 있는 정책 당국, 또한 자산 투자자들에게 매우 중요한 정보가 된다.

이러한 배경을 바탕으로 본 연구는 국면전환을 고려한 MS-VAR(Markov Switching vector autoregressive) 모형과 방향성 전이지수(directional spillover index)를 이용하여 서울과 6대 광역시(인천, 부산, 대구, 광주, 대전, 울산)의 아파트 매매 가격변화율이 어떤 연계성을 가지는지 파악하고자 하였다. 만약 어떤 두 지역의 가격변화율 간에 강한 양(+)의 관계가 있다면 한 지역의 아파트 가격하락(상승)이 다른 지역의 가격하락(상승)으로 이어질 수 있다. 따라서 특정 지역의 아파트 가격안정화 정책은 다른 지역의 가격안정에도 도움이 될 것이다. 한편 아파트 매매시장의 불확실성이 높아지는 시기에 다른 지역으로 변동성이 전이되는 효과가 커진다면 아파트 매매시장 전반에 불확실성에 따른 위험이 커진다는 것을 의미하므로, 세밀한 분석을 위해서는 불확실성이 높은 시기와 낮은 시기를 구분할 필요가 있다.

이를 토대로 본 연구의 구성을 제시하면 다음과 같다. II장에서는 주택(아파트) 가격의 지역 간 연계성을 분석한 국내외 선행연구를 검토한다. III장은 분석에 사용될 MS-VAR 모형과 방향성 전이지수에 대해 설명한다. IV장은 분석에 사용된 자료에 대한 설명과 실증

분석 결과를 제시한다. V장에서는 분석 결과를 정리하고, 이를 바탕으로 국내 아파트 매매 시장의 특성에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행연구 검토

본 연구의 실증분석에 앞서 주택(아파트) 가격의 지역 간 연계성을 분석한 연구를 살펴보면, 분석 시기와 방법에 따라 다소 상이한 결과를 보인다. 비교적 최근에 수행된 연구를 중심으로 주택(아파트) 가격의 지역 간 연계성을 분석한 국내 연구를 제시하면 다음과 같다.

천인호·김진수(2006)는 그랜저 인과분석과 VECM 모형을 이용하여 서울 지역의 아파트 가격 변동이 6대 광역시의 아파트 가격 변동에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과에서 6대 광역시의 아파트 가격은 대부분 서울의 아파트 가격에 유의한 영향을 받지만, 반대로 6대 광역시의 아파트 가격이 서울의 아파트 가격에 미치는 영향력은 낮은 것으로 나타났다. 한동근(2006)은 서울 전체 지역이 아닌 강남 아파트 가격이 6대 광역시에 미치는 파급효과를 분석하였으며, 1980~90년대에 비해 2000년대에 들어서는 강남 아파트 가격에 대한 지방 광역시 아파트 가격에 미치는 영향력이 감소했음을 확인하였다.

신중협·서대교(2014)는 다변량 GARCH 모형을 이용하여 주택가격에 대한 서울, 부산, 대구, 인천 지역 간 상호연관성을 분석하였다. 분석 결과를 보면, 모든 지역에서 해당 지역의 주택 매매가격에 대한 충격은 그 지역의 주택 매매가격 변동성을 증가시키지만, 다른 지역의 매매가격 변동성에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다.

신중협(2018)은 이후 분석 대상의 범위를 확대하여 전국을 3개 지역(수도권, 5대 광역시, 기타 지역)으로 구분하고 아파트 매매가격에 대한 지역 간 연계성을 분석하였다. 분석 결과에서 수도권 아파트 매매가격의 변동은 5대 광역시와 기타 지역의 아파트 매매가격에 유의한 영향을 주지만, 반대로 5대 광역시와 기타 지역의 아파트 가격은 수도권 아파트 가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 하지만 국내 지역을 세분화하여 분석한 결과에서는 지역 간 일관된 연계성 패턴이 확인되지 않았음을 밝히고 있다. 최혜림·유정석(2013)은 GARCH 모형을 이용하여 서울과 6대 광역시의 변동성 전이효과를 분석하였으며, 이 연구에서도 지역 간 변동성 전이효과는 일관되지 않고 각기 다른 양상을 보이는 것으로 나타났다.

장한익(2019)은 네트워크 분석 기법을 활용하여 전국 총 47개 지역의 주택(아파트) 매매 가격지수 변화율 간의 동조성 변화를 분석하였다. 분석 결과에서 수도권과 지방은 서로 독립된 별도의 군집을 형성하고 있으며 두 군집 간 연계성은 낮게 나타났다. 또한 수도권 지역들은 분석 기간 내 강한 동조성이 유지되고 있었지만, 지방은 시기에 따라 동조화되는

지역의 구성이 변화되고 있음을 확인하였다. 성주한·정상철(2019)의 연구에서도 2011년 이후 국내 수도권과 비수도권 지역의 주택가격에 비동조화가 존재하는 것으로 나타났다. 서울과 6대 광역시의 72개 자치구·군을 대상으로 한 정경숙(2021)의 연구도 서울과 인천 간의 상관계수는 높게 나타났지만, 그 외 지방 광역시들과의 연관성은 상대적으로 낮거나 유의하지 않는 것으로 확인되었다.

오근엽·김봉한·김홍기(2005)는 상태전환회귀식을 사용하여 서울과 6대 광역시 아파트 가격의 버블이 존재하는지 여부를 검정하였으며, 김상배·이승아(2021)는 GARCH 모형과 GJR-GARCH 모형을 이용하여 서울과 6대 광역시의 아파트 매매가격지수 변동성의 지역 간 전이효과를 분석하였다. 전체 기간에 대한 분석한 결과에서는 아파트 매매가격의 하락기가 상승기보다 상대적으로 변동성 전이효과가 더 큰 것으로 나타났지만, 2010년 중반 이후에는 상승기의 변동성이 하락기보다 더 강하게 전이되고 있다고 분석하였다.

주택(아파트) 가격의 지역 간 연계성을 분석한 대표적인 해외 연구로는 주택 가격의 물결(확산)효과(ripple effect)를 처음으로 제시한 Meen(1999)의 연구가 있다. 그는 인구의 이동, 자산의 이전, 공간적 재정거래(arbitrage), 공간적 패턴의 4가지 요인에 의해 중심지의 주택 가격 변동이 인근의 다른 지역으로 전이될 수 있음을 설명하였다.

Vansteenkiste(2007)는 미국 내 여러 주(states)의 주택가격과 거시경제변수 간의 연계성을 분석하였으며, 이를 토대로 유럽 지역에 미칠 수 있는 효과를 전망하였다. Chen, Chien and Lee(2011)는 타이베이시와 인근 지역 주택 가격지수 간의 연계성을 분석하였으며, 타이베이시에 가장 인접한 근교 지역과 주택 가격지수의 양방향 연계성을 확인하였다. Montagnoli and Nagayasu(2015)는 영국의 12개 지역을 대상으로 주택가격의 지역 간 전이효과가 존재함을 확인하였다. 런던 등 주요 지역(core regions)의 주택가격의 변동은 다른 지역의 주택가격에 영향을 줄 수 있지만, 지역 간에는 이질성(heterogeneity)이 존재함을 확인하였다. 이외에도 다양한 국가의 수도나 대도시 지역을 중심으로 주변 지역 또는 거시경제변수들과의 연계성을 분석한 연구들이 있다.

본 연구는 서울과 6대 광역시의 아파트 매매 가격변동을 기준으로 지역 간 연계성을 파악하고자 한다. 그리고 시장 불확실성에 따른 지역 간 연계성 차이를 파악하기 위해 아파트 매매 가격변화율의 저변동성 시기와 고변동성 시기를 구분하여 분석하고자 한다. 따라서 본 연구는 시장의 불확실성의 크기를 고려한 변동성 국면에 따라 서울과 6대 광역시 아파트 매매 가격변화율 간의 연계성 차이를 확인하였다는 점에서 기존의 선행연구와는 차별성을 가진다.

III 분석모형

1. MS-VAR 모형

본 연구에서는 서울과 5개 광역시 아파트 매매 가격변화율 간의 연계성을 분석하기 위해 MS-VAR 모형을 이용하였다. MS-VAR 모형은 Hamilton(1993, 1994)가 제시한 바와 같이 국면전환을 고려한 단일 변수의 자기회귀모형인 MS-AR(Markov switching autoregression) 모형을 다변량으로 확장한 형태를 가진다. 구체적으로 본 연구에서는 서울 아파트 매매 가격변화율의 변동성이 낮은 저변동성 시기와 변동성이 높은 고변동성 시기에 따른 지역 간 연계성 차이를 분석하기 위해 식(1)와 같이 Krolzig(1997), Diebold and Yilmaz(2009, 2012)가 제시한 2-국면 MS-VAR 모형을 활용하였다.

$$X_t = \begin{cases} s_t = 1 : & v_1 + \sum_{i=1}^p A_{i,1} X_{t-j} + \epsilon_{t,1} \\ s_t = 2 : & v_2 + \sum_{i=1}^p A_{i,2} X_{t-j} + \epsilon_{t,2} \end{cases} \quad (1)$$

위 식에서 X_t 는 $(k \times 1)$ 의 변수 벡터이며, v_1 과 v_2 는 각각 국면(s_t)이 1과 2일 때의 $(k \times 1)$ 의 국면종속 벡터, $\sum_{i=1}^p A_{i,1}$ 과 $\sum_{i=1}^p A_{i,2}$ 는 각 국면에서의 $(k \times k)$ 의 국면종속 계수행렬, $\epsilon_{t,1}$ 과 $\epsilon_{t,2}$ 는 $(k \times 1)$ 의 백색잡음 벡터를 의미한다.

식(1)에서 X_t 가 현재의 국면($s_t = j$)과 1시차 이전의 국면($s_{t-1} = i$)에 종속하는 1차 마코프 과정(Markov process)을 따른다고 할 때, 마코프 속성에 따라 X_t 는 식(2)과 같이 국면에 의존하는 조건부 확률밀도함수로 표현된다.

$$f(X_t | \Omega_{t-1}; \theta) = \sum_{m=1}^2 f(X_t | s_t = m, \Omega_{t-1}; \theta) \Pr(s_t = m | \Omega_{t-1}; \theta) \quad (2)$$

이때 Ω_{t-1} 는 $t-1$ 시점까지의 이용가능한 정보집합이며, θ 는 모형에서 추정해야하는 모수들(parameters)의 집합을 의미한다. $\Pr(s_t = m | \Omega_{t-1}; \theta)$ 는 국면별 결합확률로 각 조건부확률(conditional probability)과 전이확률(transition probability)에 의해 결정된다.

2-국면 MS-VAR 모형에서의 전이확률은 p_{ij} 로 나타낼 수 있으며, 이를 전이행렬(transition

matrix)로 표시하면 다음 식(3)과 같다.

$$\text{전이행렬 } P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

단, $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$, $0 \leq p_{ij} \leq 1$, $i = 1, 2$, $j = 1, 2$

모형의 모수들은 Krolzig(1997)가 제시한 EM(expectation-maximization) 알고리즘을 사용하여 주어진 초기값에 대해 예측(prediction)과 갱신(update) 추정하게 되는데 최종적으로 우도함수를 극대화하는 값에서 수렴한다.

2. 방향성 전이지수

본 연구는 Pesaran and Shin(1998)의 연구를 토대로 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)가 제시한 방향성 전이지수를 활용하여 서울의 아파트 매매 가격변동률의 저변동성 국면과 고변동성 국면에 따라 지역 간 변동성 전이효과에 차이가 있는지 확인하였다. 세부적으로 MS-VAR 모형에서 추정된 모수들을 이용하여 다음 식(4)의 MA(moving average) 모형으로 변환한 뒤에 식(5)의 일반화된 예측오차 분산분해(h-step-ahead generalized variance decomposition) 과정을 거쳐 지수화한다.

$$X_t | s_t = \sum_{h=0}^{\infty} \psi_{h,m} v_m + \sum_{h=0}^{\infty} \psi_{h,m} \epsilon_{t-h,m} \quad (4)$$

$$\gamma_{i \leftarrow j, m}^h = \frac{\sigma_{jj,m}^{-1} \sum_{l=0}^{h-1} (e' \psi_{l,m} \sum_m e_j)^2}{\sum_{l=0}^{h-1} (e' \psi_{l,m} \sum_m \psi'_{l,m} e_i)^2} \quad (5)$$

위 식에서 $\psi_{h,m} = A_{1,m} \psi_{h-1} + A_{2,m} \psi_{h-2} + \dots + A_{p,m} \psi_{h-p}$ 이며, $\psi_{0,m} = I_n$ (항등행렬)과 $h < 0$ 일 때 $\psi_{h,m} = 0$ 의 초기 값을 가진다. i 와 j 는 분석대상 지역을 의미하며, $\sigma_{jj,m}$ 은 j 지역에 대한 오차항의 표준편차를 의미한다. e_i 는 i 번째 요소만 1이고, 나머지는 0으로 이루어진 열벡터이다. 따라서 $\gamma_{i \leftarrow j, m}^h$ 는 i 지역의 예측오차 중에서 j 지역의 충격으로 설명될 수 있는 비중을 의미한다.

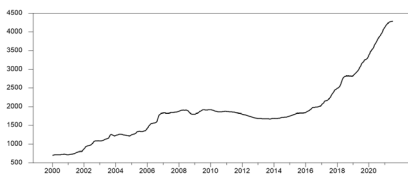
본 연구에서는 위 추정식을 토대로 i 지역이 다른 시장의 변동성에 영향을 미치는 정도 (contribution to others)와 i 지역이 다른 시장의 변동성으로부터 영향을 받은 정도(receive from others)를 구분하여 분석하였다. 그리고 분석결과를 직관적으로 파악하기 위해 각 영향에 대한 비중을 고려한 지역 간 연계성 정도를 도식화하여 나타내었다.

IV. 실증분석 결과

1. 분석 자료

본 연구에서는 국면전환 모형을 이용하여 국내 주요 지역별 아파트 가격변동 간의 연계성을 분석하였다. 분석 대상은 서울과 6대 광역시(인천, 부산, 대구, 광주, 대전, 울산)의 아파트 평당(3.3m²) 매매가격(단위: 만원/3.3m²)이며, 분석 기간은 2000년 1월 7일부터 2022년 2월 25일까지이다. 분석자료의 출처는 부동산 통계 분석솔루션(REPS, Real Estate Power Solution) DB로, 해당 기간의 지역별 주별(weekly) 시계열 자료를 수집하여 활용하였다.¹⁾

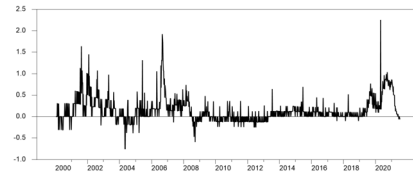
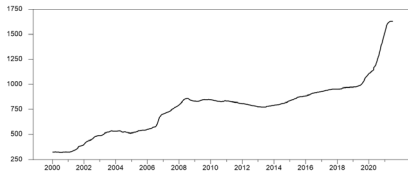
분석 기간의 지역별 아파트 매매가격과 로그변환 가격변화율 추이는 <그림 1>과 같다. 서울, 인천 지역에서는 2000년대 중반에 급격한 가격상승 시기가 있었지만, 그 외 지역들은 대체로 2000년부터 2016년 초까지 완만한 가격상승의 추이를 보였다. 2016년 중반 후에는 서울, 인천, 부산, 대전 등을 중심으로 급격한 가격상승 추이가 나타났다. 지역별 아파트 매매가격의 로그변환 변화율 추이도 수준변수와 마찬가지로 시기에 따라 지역 간의 유사한 움직임을 보여 서울과 6대 광역시의 아파트 매매가격 변동 간 연계 가능성을 예상해볼 수 있다.



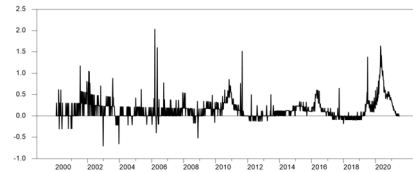
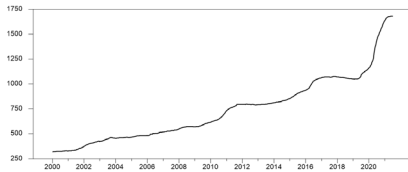
(a) 서울

<그림 1> 지역별 아파트 매매가격(좌)과 가격변화율(우) 추이

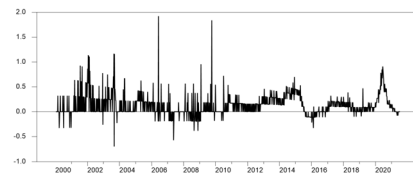
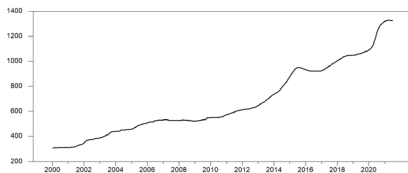
1) REPS는 민간기관(부동산114)이 제공하는 부동산 빅데이터 플랫폼으로, 주택금융공사를 포함하여 국내 주요 공공기관, 금융기관 등이 유료로 활용하고 있다. REPS는 국내 부동산 시장과 관련된 공공 DB를 포함하여 각종 보고서, 통계자료, 정책자료 등을 제공하고 있다. 또한 아파트 매매가격을 지역별 규모별 가격지수가 아닌 해당 지역의 주별(weekly) 아파트 평당(3.3m²) 가격으로 제공하기 때문에 지역 간 비교·분석에 용이하다는 특징이 있다.



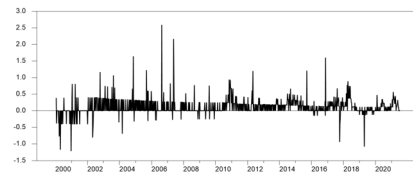
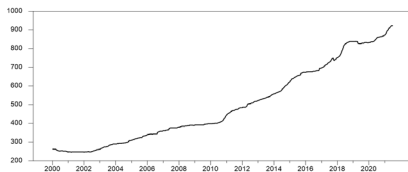
(b) 인천



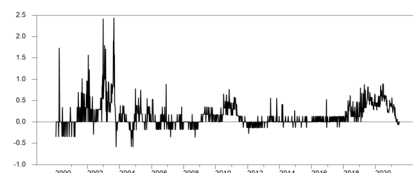
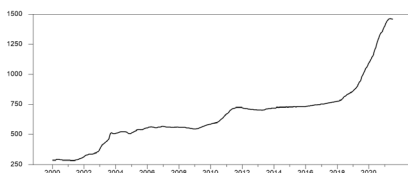
(c) 부산



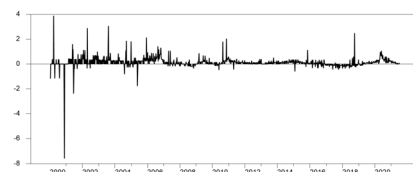
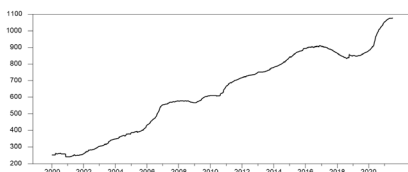
(d) 대구



(e) 광주



(f) 대전



(g) 울산

〈그림 1〉 Continued

<표 1>은 서울과 6대 광역시 아파트 매매가격(수준변수)과 가격변화율(로그차분 변수)의 기초통계량을 보여준다. 분석 기간의 평균 아파트 매매가격은 서울이 1,861.43만원/3.3㎡으로 가장 높고, 다음은 인천(770.65만원/3.3㎡), 부산(739.11만원/3.3㎡) 순으로 높게 나타났다. 광주 의 평균 아파트 매매가격은 495.91만원/3.3㎡으로, 서울의 평균 아파트 매매가격의 26.64% 수준으로 나타났다. 서울과 6대 광역시의 가격변화율은 수준변수에 비해 상대적으로 지역 간 격차가 크지는 않지만, 서울의 가격변화율이 가장 높고, 광주가 가장 낮은 것으로 나타났다.

〈표 1〉 서울과 6대 광역시 아파트 매매가격의 기초통계량

(a) 아파트 매매가격(수준변수)

구분	서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
Mean	1861.43	770.65	739.11	676.63	495.91	658.88	632.11
Std. Dev.	797.58	262.98	321.06	276.24	206.40	250.00	239.81
왜도	1.1490	0.6133	0.9045	0.6600	0.5172	1.1142	-0.1705
첨도	4.3638	4.2916	3.4918	2.3639	1.9329	4.9133	1.8038
J-B	334.1***	148.5***	164.5***	100.5***	103.3***	403.6***	72.4***
BDS	0.4523***	0.4535***	0.4538***	0.4553***	0.4552***	0.4526***	0.4555***
Obs.	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123

(b) 가격변화율(로그차분 변수)

구분	서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
평균	0.1619	0.1439	0.1481	0.1301	0.1126	0.1447	0.1285
표준 편차	0.3019	0.2854	0.2441	0.2178	0.2488	0.2918	0.4138
왜도	1.7022	1.9916	2.267	1.9667	1.9725	2.4515	-4.0738
첨도	8.4163	10.2001	12.7658	12.5726	21.1704	14.4339	123.46
J-B	1913.3***	3165.3***	5419.6***	5007.2***	16162.8***	7235.7***	681521***
BDS	0.2515***	0.1853***	0.1509***	0.1303***	0.0847***	0.1613***	0.0807***
Obs.	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122

주: J-B는 Jarque-Bera 검정 통계량을 의미하며, BDS는 Brock- Dechert- Scheickman) 검정통계량을 의미함.

***는 1% 유의수준에서 해당 귀무가설을 기각하여 통계적으로 유의함을 의미함

왜도는 울산을 제외하고 모두 양(+)의 값으로 나타나 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진 비대칭 분포임을 보였으며, 첨도에서도 정규분포보다 높거나 낮은 값을 나타냈다. J-B(Jarque-Bera) 정규성(normality) 검정 통계량에서는 수준변수인 아파트 매매가격과 로그차분 변수로 나타난 가격변화율 모두 정규분포의 형태를 가지지 않는 것으로 나타났다. 시계열 자료의 선형성(linearity)을 검정하는 BDS(Brock-Dechert- Scheickman) 검정 통계량에서는 아파트 매매 가격과 가격변화율 모두 선형성 귀무가설을 기각하여, 무작위성 또는 비선형성을 가진

것으로 확인되었다. 따라서 해당 변수들에 대한 분석을 위해서는 비선형 모형을 적용하는 것이 적절하다고 볼 수 있다.

<표 2>는 서울과 6대 광역시 매매가격 시계열의 안정성을 확인하기 위한 단위근 검정결과를 제시한다. 본 연구에서 사용한 단위근 검정의 유형은 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정, PP(Phillips-Perron) 검정으로, 절편항(intercept)만을 고려한 기본 모형과 추세항(trend) 및 절편항(intercept)을 모두 고려한 검정 모형을 이용하였다. 검정결과에서 수준변수인 아파트 매매가격은 모두 단위근이 존재하는 $I(1)$ 시계열로, 로그차분 변수인 아파트 매매 가격 변화율은 모두 단위근이 존재하지 않는 $I(0)$ 시계열로 확인되었다. 따라서 본 연구에서는 MS-VAR 모형의 추정을 위해 안정적인 시계열인 아파트 매매 가격변화율을 이용하였다.

<표 2> 서울과 6대 광역시 아파트 매매가격의 단위근 검정결과

(a) 아파트 매매가격(수준변수)								
	구분	서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
Intercept	ADF	2.0566	-0.2075	0.4224	0.6610	2.7683	1.1470	0.2346
	PP	4.2600	2.6547	3.3597	2.6087	3.4052	4.1158	0.4505
Trend and Intercept	ADF	0.2984	-2.3587	-2.3090	-1.7329	-1.9028	-0.4190	-1.7495
	PP	2.3875	1.6056	1.4609	-0.1168	-1.8045	2.7127	-1.6614

(b) 가격변화율(로그차분 변수)								
구분		서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
Intercept	ADF	-7.5828***	-5.2420***	-4.5297***	-5.4150***	-11.110***	-6.1273***	-10.830***
	PP	-10.832***	-23.171***	-32.452***	-40.350***	-36.603***	-28.580***	-35.347***
Trend and Intercept	ADF	-5.4956***	-3.8101*	-3.9537**	-4.3936***	-10.320***	-4.6404***	-8.1527***
	PP	-13.081***	-17.950***	-16.080***	-28.640***	-33.900***	-20.171***	-36.576***

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 통계적으로 유의함을 의미함

2. MS(2)-VAR(1) 모형 추정 결과

다음의 <표 3>은 MS(2)-VAR(1) 모형의 추정 결과를 보여준다. 본 연구에서는 서울 아파트 매매 가격변화율을 기준으로 저변동성 국면(Regime 1)과 고변동성 국면(Regime 2)으로 구분하였다.²⁾ MS-VAR 모형의 차수는 최대 4까지 고려하였으나, 추정해야 하는 파라미터의 개수가 과도해짐에 따라 모형의 간결성을 우선시하기 위해 1로 선택하였다.

2) 본 연구에서는 Ehrmann et al.(2003) 연구에서 제시한 바와 같이 서울 아파트 매매 가격변화율을 기준으로 VAR 모형의 표준화된 잔차(standardized residuals in the VAR)의 절대값을 공분산 행렬(covariance matrix of residuals)의 제곱근으로 나눈 값이 1보다 작을 때는 저변동성 국면으로, 1 이상일 때는 고변동성 국면으로 구분하였다.

〈표 3〉 MS(2)-VAR(1) 모형 추정 결과

(a) 저변동성 국면(Regime 1)							
구분	서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
서울 (-1)	0.7622*** (0.0000)	0.0949*** (0.0022)	0.0163 (0.5451)	0.0528* (0.0696)	-0.0008 (0.9796)	0.1012*** (0.0004)	-0.0826*** (0.0073)
인천 (-1)	0.0500** (0.0420)	0.6001*** (0.0000)	0.1180*** (0.0000)	-0.0002 (0.9946)	0.0218 (0.4771)	0.0762*** (0.0077)	0.0930*** (0.0008)
부산 (-1)	-0.0034 (0.8920)	0.1421*** (0.0000)	0.3919*** (0.0000)	0.0271 (0.4717)	-0.0742* (0.0842)	0.2125*** (0.0000)	0.1717*** (0.0000)
대구 (-1)	0.0053 (0.8556)	0.0056 (0.8873)	0.0580* (0.0896)	0.5192*** (0.0000)	0.2362*** (0.0000)	0.0228 (0.5350)	0.1788*** (0.0000)
광주 (-1)	0.0052 (0.7825)	-0.0236 (0.4037)	-0.0655*** (0.0048)	0.0432 (0.1130)	0.0910*** (0.0000)	0.0000 (0.9993)	0.0092 (0.7629)
대전 (-1)	0.0332* (0.0657)	0.0494 (0.1187)	0.1197*** (0.0000)	0.0044 (0.8761)	-0.0149 (0.6211)	0.4148*** (0.0000)	0.0037 (0.9063)
울산 (-1)	-0.0175 (0.3139)	0.0436 (0.1343)	0.0209 (0.3929)	0.0094 (0.6766)	-0.0181 (0.2980)	-0.0795*** (0.0000)	0.0448** (0.0286)
상수항	0.0098* (0.0819)	0.0006 (0.9370)	0.0377*** (0.0000)	0.0332*** (0.0000)	0.0688*** (0.0000)	0.0092 (0.2248)	0.0252*** (0.0009)
(b) 고변동성 국면(Regime 2)							
구분	서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
서울 (-1)	0.7653*** (0.0000)	0.3285*** (0.0000)	0.0701 (0.3644)	0.1870** (0.0124)	0.0066 (0.9503)	0.2135** (0.0137)	0.1497 (0.4951)
인천 (-1)	0.0688 (0.2902)	0.3668*** (0.0000)	0.0345 (0.6838)	-0.0735 (0.4083)	-0.0163 (0.8962)	-0.1920* (0.0982)	0.0792 (0.8037)
부산 (-1)	-0.0680 (0.3877)	-0.0349 (0.6394)	0.3746*** (0.0000)	0.1497** (0.0326)	0.0144 (0.9348)	0.0417 (0.7553)	0.1941 (0.5090)
대구 (-1)	0.0281 (0.7773)	-0.0413 (0.6632)	-0.0609 (0.5810)	-0.1503 (0.1123)	-0.0679 (0.7200)	-0.2853*** (0.0040)	-0.2194 (0.4412)
광주 (-1)	0.0191 (0.8270)	0.0380 (0.7193)	-0.0382 (0.7599)	-0.0852 (0.4560)	0.0834 (0.4454)	-0.0964 (0.4758)	0.1063 (0.7122)
대전 (-1)	0.0204 (0.7688)	-0.0765 (0.4596)	0.0060 (0.9589)	0.0901 (0.2210)	-0.0296 (0.7860)	0.5820*** (0.0000)	0.0003 (0.9992)
울산 (-1)	0.0040 (0.9492)	-0.0087 (0.9223)	0.0096 (0.9015)	0.0114 (0.8777)	0.0373 (0.5781)	0.0351 (0.6806)	0.0321 (0.9008)
상수항	0.0715*** (0.0095)	0.0982*** (0.0081)	0.1360*** (0.0009)	0.1375*** (0.0006)	0.1576*** (0.0001)	0.1650*** (0.0001)	0.1807** (0.0270)

주: ***는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 통계적으로 유의함을 의미함

MS(2)-VAR(1) 모형에서 지역별로 직전 주($t-1$)의 아파트 매매 가격변화율이 이번 주(t) 아파트 매매 가격변화율에 미치는 영향을 보면, 저변동성 국면 시기가 고변동성 시기에

비해 상대적으로 지역 간 높은 연계성을 보였다. 세부적으로 저변동성 국면 시기에는 서울과 6대 광역시의 아파트 매매 가격변동율이 모두 자신의 시차변수, 즉 직전 주의 가격변화율에 영향을 받는 것으로 나타났다. 하지만 고변동성 국면 시기에는 서울, 인천, 부산, 대전은 직전 주의 해당 지역 가격변화율에 영향을 받지만, 대구, 광주, 울산은 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 그리고 고변동성 국면 시기에 광주, 울산의 아파트 매매 가격변화율은 해당 지역 뿐만 아니라 타지역과도 유의한 관계를 보이지 않았다.

또한 저변동성 국면 시기에 서울 아파트 매매 가격변화율은 인천, 대구, 대전의 아파트 매매 가격변화율과 유의한 양(+)의 관계를 가진 것으로 나타났다. 이것은 서울 지역의 아파트 매매 시장수익률이 높아지는 경우, 시장의 호재가 타지역으로 파급되어 인천, 대구, 대전의 아파트 시장수익률도 함께 높아진다는 것을 의미한다. 마찬가지로 저변동성 국면에서 인천의 아파트 매매 가격상승은 서울, 부산, 대전, 울산 지역의 가격상승에, 부산의 아파트 매매 가격상승은 인천, 대전, 울산 지역의 가격상승에 유의한 영향을 줄 수 있음이 확인되었다. 특히 부산과 인천의 두 지역은 양방향 양(+)의 관계를 가진 것으로 나타나, 두 지역 아파트 매매시장 간의 높은 동조성을 예상하게 한다.

반면 흥미로운 부분은 울산의 아파트 매매 가격변화율이 서울과 유의한 음(-)의 관계를 보였다는 점이다. 이러한 현상은 신종협(2018)의 연구에서도 보고되었는데, 해당 연구에서는 서울의 아파트 매매 시장수익률이 높아지면 울산 아파트 매매시장의 수요가 서울 지역으로 신속히 이동하여 울산의 아파트 매매가격에 부정적인 영향을 미쳤을 것이라고 설명하고 있다. 본 연구는 신종협(2018)과 달리 저변동성 국면에서만 음(-)의 영향이 나타났다는 것을 확인하였다. 이러한 현상은 실증적 측면에서 울산의 아파트 가격변화율의 통계적 특성과 관련이 있을 것이라 추론할 수 있다. <표 1>에 제시된 바와 같이 울산 지역의 아파트 매매 가격변화율은 표준편차와 첨도가 매우 크고, 음(-)의 왜도를 가지고 있다. 이는 울산의 아파트 매매 가격변화율은 변동성이 매우 심하며, 가격 변화가 적은 시기가 많지만 가격이 폭락하는 경우가 상대적으로 빈번하다는 것을 의미한다. 또한 다양하고 복합적인 사회경제적 요인들이 영향을 미쳤을 것으로 예상되는데, 그 중에서는 울산 지역의 주택투자자(수요자)가 타도시의 주택투자자들보다 무리행동(herding behavior)이나 FOMO(fearing of missing out, 유행에 뒤처지는 것에 대한 불안 심리) 증후군과 같은 심리적인 요인에 민감하게 반응한 것으로도 볼 수 있다.

또한 저변동성 국면에서는 광주-부산, 울산-대전, 고변동성 국면에서는 대전-인천, 대전-대구의 아파트 매매 가격변화율 간에도 유의한 음(-)의 관계가 확인되었다. 아파트 공급에 대한 단기적인 제약을 고려한다면, 해당 지역들 간에도 자금의 대체성, 심리적 요인 등이 복합적으로 작용하여 아파트 매매시장 수요의 대체성이 나타났음을 예상할 수 있다.

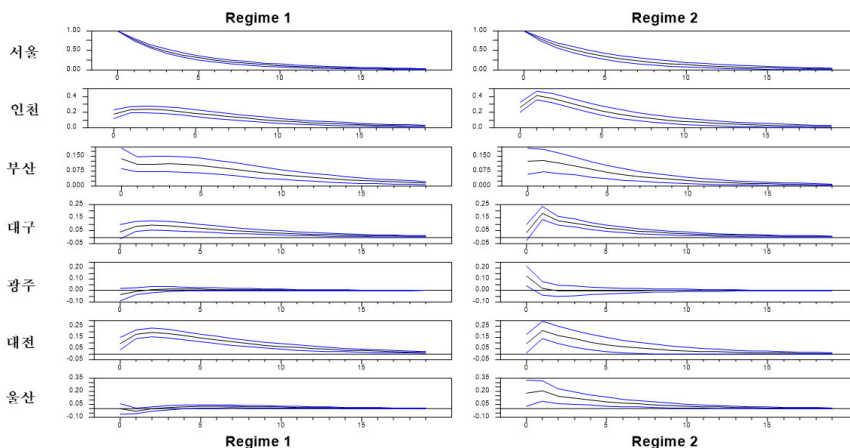
<표 4>는 서울의 아파트 매매 가격변동률에 대한 마코프 전환확률을 제시한다. 추정결과에 따르면, 서울 아파트 매매 가격변동률의 전환확률인 P_{11} 과 P_{22} 는 각각 0.8518과 0.6506으로 나타났다. P_{11} 은 직전 주($t-1$)와 이번 주(t) 모두 저변동성이 지속되는 확률이며, P_{22} 는 고변동성이 지속되는 확률을 의미한다. 따라서 서울의 아파트 매매 가격변동률은 저변동성 국면이 고변동성 국면보다 지속되는 확률이 높다는 것을 알 수 있다. 그리고 전이확률을 이용하여 국면별 평균 지속기간을 계산하면, 저변동성 국면의 평균 지속기간은 6.75주($=1/(1-P_{11})$)이고, 고변동성 국면의 평균 지속기간은 2.86주($=1/(1-P_{22})$)이다.

<표 4> 서울 아파트 매매 가격변동률의 마코프 전환 확률

구분		이번 주(t)			
		저변동성 국면(Regime 1)		고변동성 국면(Regime 2)	
직전 주 ($t-1$)	저변동성 국면 (Regime 1)	P_{11}	0.8518*** (0.0000)	P_{12}	0.1482*** (0.0000)
	고변동성 국면 (Regime 2)	P_{21}	0.3494*** (0.0000)	P_{22}	0.6506*** (0.0000)

주: ***는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 통계적으로 유의함을 의미함

<그림 2>는 서울의 아파트 매매 가격변동률에 대한 지역별 충격반응함수를 보여준다. 즉 서울의 아파트 매매 가격변동률에 대한 1단위의 충격이 발생했을 때, 서울과 6개 광역시의 매매 가격변동률에 미치는 영향의 크기와 충격의 지속 기간을 나타내고 있다. 충격반응함수를 기준으로 위·아래 파란색 실선은 95% 신뢰구간의 상한과 하한을 의미한다.



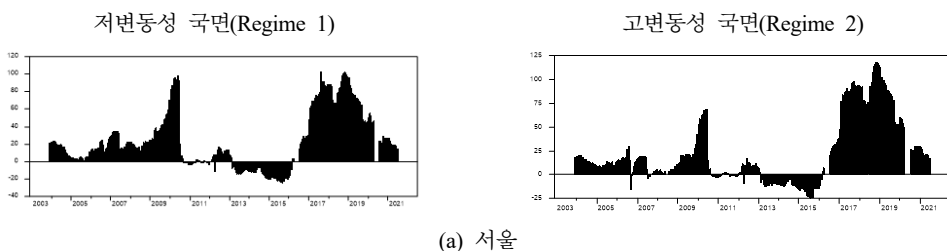
<그림 2> 충격반응함수

저변동성 국면에서 서울의 아파트 매매 가격변동률에 대한 충격은 서울 지역에 가장 큰 영향을 미치며, 다음은 인천, 부산, 대전 순으로 많은 영향을 주는 것으로 나타났다. 광주와 울산의 경우는 타지역에 비해 서울의 아파트 매매 가격변동률에 대한 충격의 크기가 매우 작게 나타났다. 하지만 모든 지역에서 충격의 지속기간은 15주를 전후로 사라지는 것으로 나타났다. 고변동성 국면에서의 충격도 저변동성 국면에서의 충격과 유사한 형태를 보이고 있지만, 상대적으로 저변동성 국면에 비해 충격의 크기가 큰 편이다. 고변동성 기간에 발생한 충격은 아파트 매매시장의 불확실성이 높은 상태에서의 외생적 충격을 의미하므로, 충격반응함수의 결과는 서울 아파트 매매시장의 불확실성 높아지면 타지역으로 충격이 더 강하게 전파될 수 있음을 시사한다.

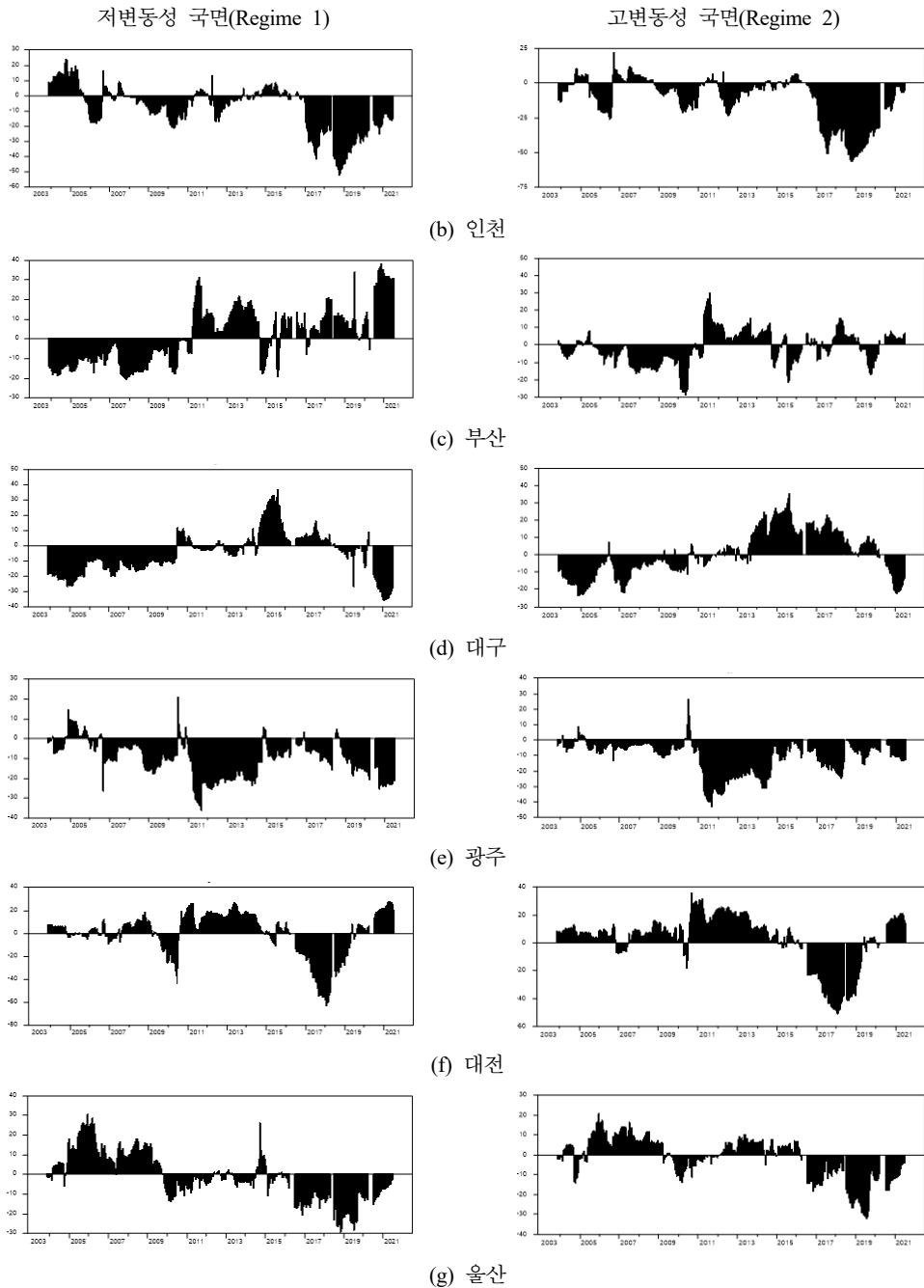
3. 방향성 전이효과 분석 결과

다음으로 본 연구에서는 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)가 제시한 방향성 전이지수를 활용하여 서울의 아파트 매매 가격변화율의 저변동성 시기와 고변동성 시기에 따른 지역 간 변동성 전이효과의 차이를 확인하였다. 우선 <그림 3>은 지역별 변동성의 순(net) 전이효과 추이를 보여주고 있다. 서울은 해당 기간 주로 변동성을 전이하는 지역(양(+))의 영역이 검은색으로 표시됨)이고, 인천은 주로 변동성에 영향을 받는 지역(음(-)의 영역이 검은색으로 표시됨)으로 나타났다. 또한 대부분 지역들은 변동성 국면에 따른 급격한 차이를 보이지 않았고, 대부분 유사한 형태로 나타났다.

한편 순(net) 전이효과는 변동성을 전이하는 지역으로 나타나는 경우라 할지라도 특정 지역에 대해서는 변동성을 전이하지 않거나 오히려 영향을 받는 지역일 수 있으므로 세부적으로 지역 간의 변동성 전이효과를 파악할 필요가 있다.



<그림 3> 지역별 변동성 전이효과 추이



〈그림 3〉 Continued

<표 5>는 서울과 6대 광역시의 지역별 방향성 전이지수를 제시하고 있다. 세부적으로 저변동성 시기의 서울에서 발생한 전체 변동성 충격이 서울로부터 전이된 정도는 98.853%

이며, 다른 지역으로부터는 각각 1% 미만의 영향을 받은 것으로 나타났다. 그리고 울산은 96.683%, 광주 96.674%, 대전은 96.138%, 부산은 95.797%, 인천은 94.087% 순으로, 각 지역의 전체 변동성 충격은 대부분 해당 지역으로부터 전이된 것을 알 수 있다. 다만 대구의 전체 변동성 충격이 대구로부터 전이된 정도는 전체 충격의 90.643%로, 타지역에 비해 다소 낮은 값을 보였다. 한편 고변동성 시기에는 모든 지역이 저변동성 시기에 비해 자신의 지역으로부터 받는 전이효과가 커져 다른 지역으로부터 영향을 받는 정도는 감소하는 것으로 나타났다. 대구 지역도 고변동성 시기에는 전체 변동성 충격의 98.440%를 자신의 지역으로부터 받는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 지역별 방향성 전이지수

(a) 저변동성 국면(Regime 1)							
구분	서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
서울	98.853	0.484	0.087	0.062	0.371	0.111	0.032
인천	0.102	94.087	2.519	2.254	0.838	0.166	0.033
부산	0.107	0.802	95.797	2.732	0.113	0.261	0.188
대구	0.025	0.201	4.824	90.643	0.510	3.795	0.003
광주	1.989	0.007	0.125	0.400	96.674	0.050	0.755
대전	0.056	0.334	0.306	1.854	0.236	96.138	1.075
울산	0.598	0.051	0.047	0.007	0.974	1.638	96.683

(b) 고변동성 국면(Regime 2)							
구분	서울	인천	부산	대구	광주	대전	울산
서울	99.033	0.357	0.049	0.014	0.496	0.040	0.010
인천	0.782	98.083	0.152	0.750	0.140	0.063	0.030
부산	0.082	0.547	98.639	0.513	0.046	0.117	0.055
대구	0.049	0.068	0.209	98.440	0.493	0.469	0.271
광주	0.427	0.503	0.305	0.682	97.866	0.197	0.020
대전	0.098	0.207	0.334	1.503	0.075	97.528	0.254
울산	0.028	0.023	0.234	0.227	0.016	0.153	99.319

주: 각 셀의 값은 행에 위치한 지역이 열에 위치한 지역으로부터 영향을 받은 정도를 의미함

〈표 6〉은 국면별 방향성 전이지수의 크기를 종합하여 제시하고 있다. 저변동성 국면에서 다른 지역으로부터 영향을 받거나 영향을 주는 전체 전이효과의 크기는 대구 16.667, 부산 12.111, 대전 9.882 순으로 높게 나타났으며, 고변동성 국면에서 전체 전이효과의 크기는 대구 5.249, 인천 3.622, 대전 3.510 순으로 높게 나타났다. 즉 대구 지역은 모든 국면에서 전체 전이효과 크게 나타나, 서울과 6대 광역시 중 타지역과의 연계성이 가장 높은 지역으로 확인되었다.

〈표 6〉 지역 간 연계성- 방향성 전이지수 종합

구분	저변동성 국면(Regime 1)			고변동성 국면(Regime 2)		
	다른 지역에 미치는 영향 (To others)	다른 지역으로부터의 영향 (From others)	전체 전이효과	다른 지역에 미치는 영향 (To others)	다른 지역으로부터의 영향 (From others)	전체 전이효과
서울	2.877	1.147	4.024	1.466	0.966	2.432
인천	1.879	5.912	7.791	1.705	1.917	3.622
부산	7.908	4.203	12.111	1.283	1.360	2.643
대구	7.309	9.358	16.667	3.689	1.559	5.248
광주	3.042	3.326	6.368	1.266	2.134	3.400
대전	6.021	3.861	9.882	1.039	2.471	3.510
울산	2.086	3.315	5.401	0.640	0.681	1.321

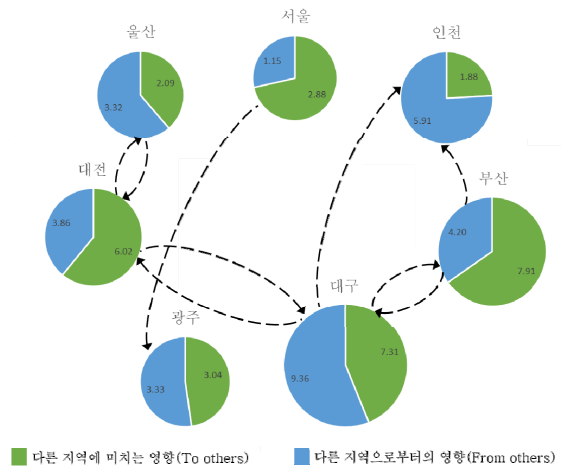
주: 다른 지역에 미치는 영향(To others)은 <표 6>에서 자신의 지역을 제외한 열의 합을 의미하며, 다른 지역으로부터의 영향(From others)는 <표 6>에서 자신의 지역을 제외한 행의 합을 의미함. 전체 전이효과는 다른 지역에 미치는 영향과 다른 지역으로부터의 영향의 합을 의미함

그리고 모든 지역은 고변동성 시기에 비해 저변동성 시기가 다른 지역으로부터 영향을 받거나 영향을 주는 전이효과가 큰 것으로 나타났다. 따라서 아파트 매매 시장의 가격변화를 변동성이 높은 시기라도 대부분의 시장 충격은 다른 지역보다는 자신의 지역으로 전이된다고 볼 수 있다.

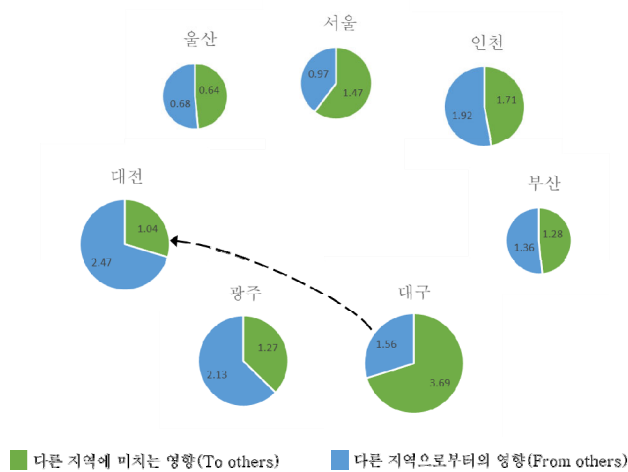
전이효과의 상대적인 크기를 보면, 저변동성 국면에서 서울, 부산, 대전은 다른 지역으로부터 영향을 받는 것보다 영향을 주는 전이효과가 큰 것으로 나타났으며, 인천, 대구, 광주, 울산은 다른 지역에 영향을 주는 것보다 영향을 받는 전이효과가 큰 것으로 나타났다. 고변동성 국면에서도 저변동성 국면과 마찬가지로 서울은 다른 지역으로 영향을 주는 전이효과가 반대의 경우보다 크게 나타났으며, 인천, 광주, 울산도 다른 지역으로부터 영향을 받는 전이효과가 반대의 경우보다 크게 나타났다. 하지만 부산, 대구, 대전은 고변동성 시기와 저변동성 시기에 따라 전이효과의 순방향성이 달라지는 것으로 나타났다.

<그림 4>는 <표 6>에 제시된 방향성 전이지수의 크기를 원그래프로 형태로 나타내고, A 지역이 B 지역에 영향을 미치는 전이효과(To others)가 A 지역의 전체 전이효과에서 차지하는 비중이 1% 이상일 때, A 지역에서 B 지역으로 점선을 표시하여 나타내었다.

앞서 제시한 바와 같이 서울과 6대 광역시의 모든 지역은 시장의 전체 변동성 중 90% 이상을 자신의 지역으로 전이하는 것으로 나타났다. 하지만 상대적으로 타지역에 영향을 미치는 전이효과가 컸던 대구는 대전, 인천, 부산 지역으로, 부산은 인천, 대구 지역으로, 대전은 대구와 울산 지역으로 변동성을 전이하는 것으로 확인되었다.



(a) 저변동성 국면(Regime 1)



(b) 고변동성 국면(Regime 2)

주: A 지역이 B 지역에 영향을 미치는 전이효과(To others)가 A 지역의 전체 전이효과에서 차지하는 비중이 1% 이상일 때, A 지역에서 B 지역으로 점선을 표시함

〈그림 4〉 지역 간 연계성- 방향성 전이효과의 도식화

특히 대구와 부산, 대구와 대전, 대전과 울산 간에는 양방향 변동성 전이효과가 확인되었는데, 이는 아파트 매매 시장의 충격이 두 지역 간에 상호작용하며 상대적으로 타지역에 비해 많은 영향을 주고받을 수 있음을 시사한다. 하지만 고변동성 국면에서는 저변동성 국면에 비해 자신의 지역에 대한 전이효과가 강해지고 특정 타지역에 대한 전이효과는 감소하여 지역 간 연계성은 대부분 사라지는 것으로 확인되었다.

V. 결론

본 연구의 목적은 서울과 6대 광역시를 대상으로 아파트 매매 가격변화율의 지역 간 연계성을 실증적으로 분석하고, 이를 통해 우리나라 주택(아파트) 시장의 특성과 관련 정책에 대한 함의를 파악하는 것이다.

분석 모형으로는 아파트 매매 시장 전반의 불확실성 정도에 따른 연계성 차이를 고려하기 위해 Krolzig(1997), Diebold and Yilmaz(2009, 2012)가 제시한 MS(2)-VAR(1) 모형과 방향성 전이지수를 이용하였다. 분석 기간은 2000년 1월부터 2022년 2월까지이며, 시계열의 안정성을 고려하여 서울과 6대 광역시의 주별 평당(3.3m²) 아파트 매매 가격변화율을 분석의 기본자료로 활용하였다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 시장의 불확실성이 낮은 저변동성 국면에서 모든 지역들은 자신의 시차변수, 즉 직전 주의 가격변화율에 영향을 받는 것으로 나타났다. 하지만, 고변동성 국면에서는 일부 지역에서만 이러한 현상이 확인되었다. 방향성 전이지수에 서도 각 지역에서 발생한 충격의 대부분은 자신의 지역에 전이되는 것으로 나타났다.

둘째, 서울, 인천, 부산 등 대도시의 아파트 매매 가격변화율이 상대적으로 다른 지역들과 유의한 관계를 보이는 경우가 많았지만, 일정한 패턴은 존재하지는 않았다. 하지만 울산과 대전은 MS(2)-VAR(1) 모형에서 유의한 음(-)의 관계를, 전이효과에서도 양방향 연계성을 가진 것으로 확인되었다. 이는 주택 매매수요에 대한 무리행동 등의 심리적 요인, 투자자산 관점에서 자금의 대체성 등 복합적 요인이 작용한 결과로 해석할 수 있다.

셋째, 분석 기간의 서울 아파트 매매 가격변화율의 마코프 전환확률은 저변동성 지속확률이 고변동성 지속확률 보다 높게 나타났다. 따라서 서울을 중심으로 하는 우리나라 주택(아파트) 시장은 전반적으로 낮은 불확실성(저변동성) 시기가 좀 더 오래 지속되고, 높은 불확실성(고변동성) 시기가 상대적으로 짧게 지속된다고 볼 수 있다.

넷째, 변동성 전이효과의 비중을 기준으로 볼 때, 특히 수도권(서울, 인천)과 지방 광역시 간의 연계성은 낮은 것으로 나타났다. MS(2)-VAR(1) 모형에서 수도권 지역이 상대적으로 여러 지역과 유의한 관계를 보이더라도, 전체 변동성의 대부분이 자신의 지역에 국한되어, 다른 지역으로 전이되는 효과는 크지 않았다. 이는 수도권과 지방 주택(아파트) 시장 간의 동조성이 약할 수 있음을 의미한다.

지금까지 분석 결과는 서울과 6대 광역시 아파트 매매 가격변화율 간에 일관된 연계성이 나타나지 않아 전국 단위의 주택(아파트) 정책 효과를 예측하는 것이 매우 어렵다는 것을 시사한다. 다만, 아파트 가격이 급등 혹은 급락하는 높은 변동성 시기에는 수도권과 지방의 연계성이 더욱 약해지므로, 이런 시기일수록 전국 혹은 수도권 중심의 주택(아파트) 정책보

다는 각 지역에 특화된 정책이 효과적일 수 있다. 상대적으로 저변동성 국면에서 수도권-지방, 지방-지방 간 변동성의 연계가 높게 나타나므로, 아파트 가격변동이 안정적인 시기일수록 지역 간 주택매매 자금의 이동이나 지역의 내 투자심리의 변화 등에 주목할 필요가 있으며, 특정 지역에 대한 주택(아파트) 정책이 타지역에 미칠 파급효과를 신중히 고려할 필요가 있다.

참고문헌

- 금융투자협회, 2022, 『2022 주요국 가계 금융자산 비교』.
- 김상배 · 이승아, 2021, “대도시 아파트매매가격 변동성의 전이효과: 상승기와 하락기를 중심으로”, 『주택연구』 제29권 제2호, 107-133.
- 성주한 · 정상철, 2019, “서울과 지방의 아파트 매매가격에 미치는 영향 요인에 관한 연구”, 『부동산학보』 제78권, 92-103.
- 신종협 · 서대교, 2014, “국내 주요 도시의 주택가격 간 상호 연관성 분석”, 『산업경제연구』 제27권 제4호, 1373-1392.
- 신종협, 2018, “아파트가격의 지역 간 연관성 분석”, 『산업경제연구』 제31권 제5호, 1905-1924.
- 오근엽 · 김봉한 · 김홍기, 2005, “한국 주요 도시 아파트 가격의 버블 존재 검증 및 추정”, 『경제연구』 제23권 제3호, 105-132.
- 장한익, 2019, “수도권과 지방 주택매매가격의 동조화 변화 분석”, 『토지주택연구원』 제10권 제1호, 9-18.
- 정경숙, 2021, “도시공간구조 변화 연관성 분석: 7대 특 · 광역시를 중심으로”, 『경제연구』 제39권 제1호, 161-182.
- 천인호 · 김진수, 2006, “서울아파트 가격이 6개 광역시 아파트 가격에 미치는 영향”, 『지역사회연구』 제14권 제4호, 181-200.
- 최혜림 · 유정석, 2013, “지역별 아파트 시장 간의 변동성 전이효과 분석”, 『국토계획』 제48권 제1호, 113-130.
- 한동근, 2007, “강남 아파트 가격변동의 파급효과”, 『경제연구』 제25권 제1호, 1-30.
- 통계청, 2022, “2021년 인구주택총조사”.
- 한국은행, 2022, “자산으로서 우리나라 주택의 특징 및 시사점”, 『BOK 이슈노트』 제2022-19호, 1-19.
- Chen, P.-F., M.-S. Chien, C.-C. Lee, 2011, “Dynamic modeling of regional house price diffusion in Taiwan”, *Journal of Housing Economics*, Vol.20, No.4, 315-332.
- Diebold, F. X., K. Yilmaz, 2009, “Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets”, *Economic Journal*, Vol.119, No.534, 158-171.
- Diebold, F. X., K. Yilmaz, 2012, “Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers”, *International Journal of Forecasting*, Vol.28, No.1, 57-66.
- Ehrmann, M., M. Ellison, N. Valla, 2003, “Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model”, *Economics Letters*, Vol.78, No.3, 295-299.
- Hamilton, J. D., 1993, *Estimation, inference and forecasting of the time series subject to changes in regime*, In *Handbook of Statistics v.11*, North-Holland.
- Hamilton, J. D., 1994, *Time series analysis*, Princeton University Press.

- Krolzig, H. M., 1997, *Markov-switching vector autoregression*, Springer.
- Meen, G., 1999, "Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation", *Housing Studies*, Vol.14, No.6, 733-753.
- Montagnoli, A., J. Nagayasu, 2015, "UK house price convergence clubs and spillovers", *Journal of Housing Economics*, Vol.30, 50-58.
- Pesaran, H .H., Y. Shin, 1998, "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics letters*, Vol.58, No.1, 17-29.
- Vansteenkiste, I., 2007, "Regional housing market spillovers in the US- Lessons from regional divergences in a common monetary policy setting", European Central Bank, Working paper series, No.708.

Analysis of the Regional Connectivity to Apartment Price Changes in Seoul and Six Metropolitan Cities

Yeonjeong Lee¹ · KwangUk Kim² · Seong-Min Yoon³

¹Pusan National University, ²Korea Housing Finance Corporation, ³Pusan National University

Abstract

This study analyzed the regional connectivity in Seoul and six major metropolitan cities using the rate of change in the apartment sales prices from January 2000 to February 2022. The MS-VAR model and the directional spillover index that can consider the differences according to the degree of market volatility were applied. The main results of this study are as follows. First, all regions were found to be most affected by their price change rates regardless of regimes. Second, major three cities (Seoul, Incheon and Busan) showed relatively significant relationships with other regions, but no consistent patterns were found. Third, the Markov transition probability showed that the periods of low volatility in the housing (apartment) market lasted relatively longer than the periods of high volatility. Fourth, in terms of the proportion of the volatility spillovers, the connectivity between two metropolitan areas (Seoul and Incheon) and other regional metropolitan cities were low.

Key Words: Apartment sales market, Price change rate, MS-VAR, Directional spillover index
