

부동산 가격의 정보전이효과에 관한 실증분석*

정대성** · 박종해***

〈요 약〉

본 연구는 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)의 변동성전이지수를 사용하여 부동산 시장에서의 가격정보의 전이효과에 대해 분석하고자 하였다. 구체적으로 부동산 가격 중 아파트 매매가격지수 수익률을 사용하여 부동산 매매가격의 연계성에 대한 정보를 실증분석하였으며, 전이효과는 총전이효과, 방향성전이효과, 순전이효과, 쌍별 순전이효과로 분해하여 결과를 제시하였다.

주요 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 부동산 시장의 총전이지수값이 89.6%로 나타났다. 이는 부동산시장의 전이효과가 다른 자산의 전이효과보다 활발하다는 것으로 판단된다. 둘째, 유출전이효과는 경기, 인천, 부산, 서울, 세종, 대전, 충북, 광주, 울산, 제주, 경남, 대구, 전북, 충남, 경북, 전남, 강원 순으로 높게 나타났다. 셋째, 유입전이효과는 강원, 전남, 경북, 충남, 전북, 경남, 울산, 광주, 제주, 대전, 대구, 충북, 경기, 인천, 세종, 부산, 서울 순으로 높게 나타났다. 넷째, 양(+)의 순전이효과를 보이는 경기, 서울, 인천, 부산, 세종, 대전, 충북이 아파트 매매시장에서 주도적인 역할을 하는 지역으로 나타났으며, 음(-)의 순전이효과를 보이는 강원, 전남, 경북, 충남, 전북, 대구, 경남, 제주, 울산, 광주는 다른 지역의 아파트 매매가격에 의존적인 지역으로 나타났다.

주제어 : 아파트 매매가격, 정보전이효과, 변동성전이지수, 연계성

논문접수일 : 2022년 11월 28일 논문수정일 : 논문게재확정일 : 2022년 12월 16일

* 이 연구는 2022년도 광주대학교 대학 연구비의 지원을 받아 수행되었음.

** 제1저자, 광주대학교 경영학과 조교수, E-mail: jungdaesung@gwangju.ac.kr

*** 교신저자, 경상국립대학교 경영학부 교수, E-mail: jh0120@gnu.ac.kr

I. 서 론

2020년 3월 11일 세계보건기구는 코로나바이러스감염증-19(coronavirus disease-19, 이하 코로나19)에 대해서 대유행(pandemic)을 선언하였다. 코로나19 대유행 선언 이후 거시경제에 대한 충격, 주식시장 대폭락과 더불어 장기 침체에 대한 우려가 현실화되었다. 각국 정부는 코로나19의 발생과 확산으로 인한 경제위축에 대한 우려로 급격히 금리를 낮추면서 대대적인 경기부양책을 실시하였으며, 특히 미국은 2020년 3월 23일 무제한적인 양적완화(quantitative easing)를 발표하였다. 양적완화가 유동성 공급을 통해 실물경제 침체위기를 줄이며 금융시장의 자금을 원활하게 하는 순기능을 부정할 수 없지만, 저금리와 더불어 유동성은 자연스럽게 주식, 채권, 부동산시장 등으로 흘러 들어가 금융시장과 자산시장에 거품을 만들기 시작하였다.

한편, 한국부동산시장은 1997년 외환위기와 2008년 금융위기 등의 경기침체를 겪으면서 각각 14.3%, 5.5% 하락하였으나 경기회복을 통한 부동산시장 투자와 정부의 부양정책 등과 맞물려 반등 후 꾸준히 상승해 왔다. 그리고 투자자들에게 부동산시장이 일시적으로 하락할 수는 있으나 결국 상승한다는 믿음에 대한 결과로 영끌투자(영혼까지 끌어다 대출을 받아 투자한다)라는 신조어를 만들어 내기도 했다. 2017년 정부 초기부터 다양한 부동산 과열 억제책에도 불구하고 코로나19 이후 2020년 전국 아파트 매매가격은 9% 이상 상승하였으며 2021년 18% 이상 지속적으로 상승하였다. 지역적으로 살펴보면, 2020년에 세종의 아파트 매매가격이 43% 상승하였으며, 2021년에는 인천(32%)과 경기(27%)가 아파트 매매가격 최고 상승지역으로 기록되었다. 이에 대해 정부는 규제 위주 부동산정책을 제시하였으나, 오히려 가수요를 키우거나 부동산 투기 규제지역을 제외한 다른 지역의 부동산가격을 상승시키는 풍선효과와 같은 부작용을 낳았다(전형철, 형남원, 2018).

끝없이 상승할 것 같던 부동산시장의 상승렐리도 2022년 2월 24일 우크라이나-러시아 전쟁이 시작되면서 상황이 달라지기 시작하였다. 미국 연방준비은행은 2022년 3월 17일부터 기준금리 0.25%에서 4%(2022년 11월 3일)까지 총 6차례 인상하였다. 그리고 한국은행도 2022년에 0.25%씩 7차례의 금리상승을 통해서 미국 기준금리와의 격차를 좁히려고 노력하였다. 이러한 금리 인상은 부동산시장의 가격 하락을 불러왔는데, 2022년 9월 영국 부동산 정보업체 나이트 프랭크(Knight Frank)에 따르면 세계적으로 금리 인상이 시작된 가운데 한국이 금리 인상으로 인한 주택가격 하락을 세계 1위를 기록하였다.

최근 부동산시장에 관한 연구를 살펴보면, 이진숙 외(2017)는 강남지역과 6개 광역시 주택매매가격 간에 양방향적인 관계가 존재한다고 주장하였으며, 전형철, 형남원(2018)은

아파트 매매가격과 전세가격의 확산효과를 분석하여 강남효과를 주장하였다. 신중협(2018)은 수도권 아파트 매매가격 상승이 5대 광역시와 기타 지역의 매매가격을 하락시킨다고 보았다. 그러나 과거 부동산억제정책도 주로 서울지역과 광역시 위주로 지정됨에 따라 지정 외의 지역 부동산가격을 끌어올리는 풍선효과를 경험하였다. 임병인, 윤재형(2020)은 개별지역 아파트실거래가격은 권역요인이 가장 중요하며, 다음으로 전국공통요인, 개별지역요인에 크게 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 김리영(2021)은 세종시 출범 이후 서울보다는 대전시의 영향을 크게 받는다고 주장하였으며 김진수(2021)는 서울지역 아파트와 지방 광역시 간의 차이가 존재하는 것으로 특정 시장(서울)을 중심으로 매매가격 변동이 나타나는 것이 아니라 기간에 따라서 주택시장간 의 다양한 전이효과가 존재한다고 주장하였다. 이러한 연구에서 공통적으로 지적하는 것은 부동산시장 간의 전이효과가 존재하고 있으며 특히 지역별로 권역별로 전이효과가 강하게 나타난다고 본다. 그리고 김상배, 이승아(2021)의 연구 결과와 같이 상승기와 하락기에는 전이효과를 주도하는 지역이 상이하게 나타난다. 따라서 부동산시장 가격의 전이효과를 종합적으로 분석하기 위해서는 서울특별시과 6대 광역시를 기본으로 세종특별자치시 및 9대 도를 포함되어 분석되어야 한다고 본다.

본 연구에서는 17개 지역별 아파트 매매가격지수를 대상으로 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)의 변동성전이지수(volatility spillover index)를 사용하여 전이효과를 분석하고자 한다. 17개 지역은 서울특별시, 세종특별자치시, 6대 광역시(광주광역시, 대구광역시, 대전광역시, 부산광역시, 울산광역시, 인천광역시) 및 9대 도(강원도, 경기도, 경상남도, 경상북도, 전라남도, 전라북도, 제주도, 충청남도, 충청북도)를 포함한다. 그리고 분석에 사용된 변동성전이지수는 변수순서에 관한 문제 및 변수제약에 관한 이론적 문제 등에서 자유로운 특성이 있으며, 총전이효과, 방향성 전이효과를 통해서 전이효과 크기와 방향성을 측정할 결과를 제시하였다. 또한, 추정된 전이효과를 효율적으로 시각화하기 위해서 네트워크구조분석을 사용하여 지역별 아파트 매매가격지수 수익률의 전이효과에 대한 결과를 제시하였다. 네트워크구조분석은 연결망 이론을 토대로 복잡한 구조를 가진 직관적으로 파악하기 위해서 노드(node)와 엣지(edge)로 분석하고자 하는 기법이다(Diebold and Yilmaz, 2015; 박종해, 정대성, 2022; 정대성 2022).

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 선행연구를 살펴본다. 그리고 제Ⅲ장에서 전이효과 측정모형에 대해서 설명하고 연구자료를 설명한다. 제Ⅳ장에서 실증결과를 제시하고, 마지막으로 제Ⅴ장은 주요 결과를 요약하고 연구의 한계 및 향후 연구과제에 대해 논의한다.

II. 선행연구

이진숙 외 2인(2017)은 VAR모형, 그랜저 인과관계 검정, GARCH(1,1)-M모형을 사용하여 서울(강남, 강북)과 6개 광역시간의 주택매매가격의 연계성을 분석하였다. 분석결과에 따르면 강남지역과 6개 광역시간에는 쌍방향적인 정보전이효과가 존재하였으나, 강북지역과 6개 광역시간에는 정보전이효과가 나타나지 않았다.

전형철, 형남원(2018)은 아파트 매매가격과 전세가격의 확산효과를 분석하여 강남효과를 검증하였다. 분석결과 총전이지수는 67%로 나타났으며, 강남지역 효과는 존재했다. 그리고 전이효과는 1997년 외환위기의 전이효과는 65%로 나타났으며, 2008년 글로벌 금융위기 기간의 전이효과는 72%로 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 전이효과는 서울 강남효과에 의해서 주로 발생하며, 전세가격보다 매매가격의 충격이 주택시장에 더 큰 영향을 미친다고 주장하였다.

신종협(2018)은 아파트 매매가격의 지역 간 연관성을 살펴보기 위하여 다변량 VAR-GARCH 모형을 사용하여 분석결과, 수도권 지역의 아파트 매매가격 상승은 5대 광역시와 기타 지역의 매매가격을 하락시키는 것으로 나타났다. 반면 5대 광역시/기타 지역의 아파트 매매가격은 수도권 아파트 매매가격에 전혀 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

방두완 외 2인(2019)은 변동성전이지수를 사용하여 전국 아파트 경기지수를 제안하고, 제안된 아파트 경기지수가 적정성을 검증하기 위해서 통계청의 경기동행지수와 비교 분석하였다. 분석결과 아파트 경기지수가 경기동행 순환변동과 유사한 패턴을 보이며 4-5개월 선행함을 보였다. 그리고 부동산 정책에 대한 효과가 지역적으로 차이를 보이기 때문에 이러한 지역별 특성과 영향을 고려해야 한다고 주장하였다.

임병인, 윤재형(2020)은 시간가변형 동학적 요인분석모형을 사용하여 전국 21개 지역의 아파트 실거래가지수변화에 대한 요인분석을 하였다. 분석결과, 개별지역 아파트실거래 가격은 권역요인이 가장 중요하며, 다음으로 전국공통요인, 개별지역요인에 크게 영향을 받는 것으로 나타나고 있다.

김상배, 이승아(2021)는 BenSaïda(2019)의 비대칭 변동성전이지수를 사용하여 6대 대도시 아파트 매매가격의 변동성 전이효과를 분석한 결과, 대구가 주도적인 시장으로 나타났으며 인천이 의존적인 시장으로 나타났다. 특히 가격 상승기 서울과 인천이 주도적인 지역으로 나타났으며, 가격하락기보다 가격상승기에 전이효과가 강해지는 것으로 나타났다.

김리영(2021)은 세종시 출범 이후 수도권과 충청권 주택가격변동의 연계성 분석하였다. 분석결과, 세종시의 주택가격은 서울보다는 대전시의 영향을 크게 받는 것으로 나타났으며

충청권은 세종시보다 대전의 영향이 큰 것으로 나타났으며, 이러한 현상은 인접한 지역의 주택가격간에 연계성이 높게 발생한다고 주장하였다.

김진수(2021)는 아파트 매매시장 간의 전이효과를 분석하기 위해서 GARCH-BEKK 모형을 사용하여 분석하였다. 분석결과 주택시장의 전이비율이 51.82%로 주택하위 시장간의 전이효과를 규명하였다. 그리고 기간에 따라서 서울지역 아파트와 지방 광역시 간의 차이가 존재하는 것으로 특정 시장중심(서울)으로 매매가격 변동이 나타나는 것이 아니라 기간에 따라서 주택시장간 시장 간의 다양한 전이효과가 존재함을 보였다. 또한 서울의 영향력이 다른 지방 광역시에 크게 작용하나 전국 주택시장간의 상호관계에 의해서 일관성 있는 패턴으로 나타나지 않기 때문에 특정지역을 대상으로 한 주택정책인 핀셋규제의 부작용에 대해서 우려하였다.

정준호(2022)는 수도권 시군구 70개의 아파트 매매가격을 대상으로 수익률의 확산효과를 분석하였다. 확산효과는 시기별로 상이하게 관측되었으며 상승기에 증가하고 하락기에는 하락하는 추세를 보였다. 그리고 전체기간과 가격 급등기 이전에 강남' 효과가 존재함을 확산지수로 보였으며 확산지수가 정점을 이룬 시점 이후 정부의 개입이 발생한 것으로 나타났다.

<표 1> 선행연구정리

논문명	사용한 모형	주요변수	분석지역
이진숙 외 2인(2017)	VAR모형, 그랜즈 인과관계 검정, GARCH(1,1)-M모형	주택 매매가격	서울전체지역, 강남지역, 강북지역, 6개 광역시
전형철, 형남원(2018)	그랜즈 인과관계 검정, VAR 모형으로 확산효과지수	아파트 매매 및 전세 가격지수	서울 강남, 강북 및 6대 광역시 권역
신종협(2018)	다변량 VAR-GARCH 모형	아파트 매매가격, 전세가격	수도권, 5대 광역도시, 기타
방두완 외 2인(2019)	변동성전이지수	아파트거래가격 지수	-
임병인, 윤재형(2020)	시간가변형 동학적 요인분석모형	아파트거래가격 지수	전국 21개 지역
김리영(2021)	그랜저 인과분석, 공적분 검정	아파트 매매가격	충북, 충남, 대전
김상배, 이승아(2021)	BenSaïda(2019)의 비대칭 변동성전이지수	아파트 매매가격	6대 대도시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전)
김진수(2021)	GARCH-BEKK 모형	아파트 매매가격	6대 대도시 및 5개 권역
정준호(2022)	VAR-LASSO모형	아파트 매매가격	수도권 70시군구

Ⅲ. 연구모형 및 연구자료

1. 전이효과 측정모형

전이효과에 관한 연구는 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)의 변동성전이수치가 개발된 이후 금융시장의 전이효과(장병기, 2013), 금융기관의 전이효과에 관한 연구(Diebold and Yilmaz, 2015), 주식시장의 전이효과에 관한 연구(고희운, 강상훈, 2016; Baruník et al., 2016; BenSaïda, 2019; 정대성, 2020), 선물시장의 전이효과에 관한 연구(Antonakakis et al., 2015; Bouri et al., 2021), 외환시장의 전이효과에 관한 연구(Fasanya et al., 2021; 정대성, 2022), 산업간 전이효과에 관한 연구(Choi, 2022), 서울 주택시장의 전이효과에 관한 연구(박진백, 홍민구, 2019)등에서 활발하게 사용되었다.

Diebold and Yilmaz(2012)의 변동성전이수치모형은 N 개의 변수에 대한 p 시차 VAR모형을 기반으로 전이효과를 측정한다. X_t 를 약안정성을 가지는 시계열로 구성된 벡터라고 정의하고 p 시차 VAR를 정의하면 식 (1)과 같다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim (0, \Sigma) \quad (1)$$

본 연구에서 X_t 는 아파트 매매가격지수 수익률을 의미하며 $N \times 1$ 의 벡터이다. ϕ 는 $N \times N$ 계수값 행렬을 의미한다. $\epsilon_t \sim (0, \Sigma)$ 는 잔차(residual)를 의미하며 $N \times 1$ 의 벡터이다. Σ 는 잔차벡터의 분산을 나타내는 매트릭스이다. t 는 시간을 나타내며 $t=1, \dots, T$ 까지이다.

약안정성을 만족하게 되면 p 시차 VAR는 무한차수의 벡터이동평균(vector moving average)으로 전환할 수 있으며 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i + \epsilon_{t-i} \quad (2)$$

여기서 A_i 는 $N \times N$ 계수값 행렬을 의미하며 반복대입을 통해서 구할 수 있으며, A_0 는 $N \times N$ 행렬은 항등행렬이며 i 가 0 보다 작을 때에는 $A_i = 0$ 이 된다.

Diebold and Yilmaz(2012)에 따르면 s 기간 예측을 위한 예측오차분산분해(forecast error variance decomposition)를 통해 식 (3)과 같이 측정할 수 있다.

$$\theta_{i,j,s} = \frac{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h P e_j)^2}{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

여기서 $\theta^{g_{i,j,s}}$ 는 표준화된 j 번째 대각원소를 변수 X_{it} 의 전체 예측오차분산을 의미하며, P 는 Σ 의 Cholesky인자를 나타낸다. 그리고 e_i 는 i 번째 원소만 1이고 나머지 0인 벡터를 의미한다.

일반화 예측오차 분산분해(generalized forecast error variance decomposition, $\tilde{\theta}_{i,j,s}^g$)는 대각화된 예측오차 분산분해행렬의 합($\sum_{j=1}^n \theta_{i,j,s}^g$)을 나누어 식 (4)와 같이 구할 수 있다.

$$\tilde{\theta}_{i,j,s}^g = \frac{\theta_{i,j,s}^g}{\sum_{j=1}^n \theta_{i,j,s}^g} \quad (4)$$

총전이효과(total spillovers, 이하 TS 혼용)는 일반화된 예측오차 분산분해행렬의 비대각요소의 합을 변수의 수(N)로 나누어 측정할 수 있으며 식 (5)과 같다.

$$TS = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^n \tilde{\theta}_{i,j,s}^g}{N} \times 100 \quad (5)$$

본 연구에서 총전이효과가 100%에 가까운 수치를 가질수록 17개 아파트 매매가격지수 수익률 간의 연계성이 높다고 볼 수 있으며, 0%에 가까울수록 연계성이 낮다고 판단할 수 있다.

또한, 전이효과 매트릭스에서 유출전이효과와 유입전이효과와 같은 방향성 전이효과를 측정할 수 있다. 먼저, 유출전이효과(spillover to others, DS_i^{TO})는 i 변수가 다른 변수들에게 미치는 정보전이효과를 나타내며, 본 연구에서 i 지역의 아파트 매매가격이 다른 지역 j 의 아파트 매매가격에 미치는 유출전이효과로 식 (6)과 같이 측정할 수 있다.

$$DS_i^{TO} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \tilde{\theta}_{ji}^g}{N} \times 100 \quad (6)$$

유입전이효과(spillover from others, DS_i^{from})는 다른 변수들이 i 변수에게 미치는 정보전이 효과를 나타내며, 본 연구에서 다른 지역 j 들의 아파트 매매가격이 i 지역의 아파트 매매가격에 미치는 유입전이효과로 식 (7)과 같이 측정할 수 있다.

$$DS_i^{FROM} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g}{N} \times 100 \quad (7)$$

다음으로 전이효과의 방향과 크기를 비교할 수 있는 순전이효과(net spillovers, 이하 NET)는 유출전이효과와 유입전이효과의 차이로 식 (8)과 같이 측정할 수 있다.

$$NET_i = DS_i^{TO} - DS_i^{FROM} \quad (8)$$

여기서 NET 은 양수와 음수 모두 가능하다. 만약, NET 이 양(+의 값을 가진다면 유입전이효과보다 유출전이효과가 우세하며 정보 발신자로 볼 수 있다. 반면, 음(-)의 순전이효과를 보이면 정보 수신자로 볼 수 있다.

마지막으로 쌍별 순전이효과(net pairwise spillover effect)는 두 변수간의 1대1 효과를 비교하는 것으로 i 변수가 j 변수에 미치는 정보효과와 j 변수가 i 변수에 미치는 정보효과의 차이를 측정하여 식 (9)와 같이 측정할 수 있다.

$$SP_{ij}^g = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji,s}^g}{\sum_{i,k=1}^m \tilde{\theta}_{ik,s}^g} - \frac{\tilde{\theta}_{ij,s}^g}{\sum_{j,k=1}^m \tilde{\theta}_{jk,s}^g} \right) \times 100 \quad (9)$$

여기서 쌍별 순전이효과가 (+)의 값을 가지면 i 변수가 j 변수를 주도한다고 볼 수 있다. 반면 쌍별 순전이효과가 (-)의 값을 가지면 역으로 i 변수가 j 변수에 의존한다고 볼 수 있다.

2. 연구자료

본 연구에서는 지역별 아파트 매매가격의 전이효과를 분석하기 위해서 한국부동산원에서 17개 지역별(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 세종, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주) 아파트 매매가격지수¹⁾를 수집하였다. 분석에 사용된 기간은 2017년 1월부터 2022년 8월까지로 68개월이며, 월별 아파트가격지수는 로그수익률(= $\ln(P_t/P_{t-1})$)

×100)로 전환하여 사용하였다.

<표 2>는 지역별 아파트 매매가격지수 수익률(%)의 기초통계량을 나타낸다. 최소값은 세종이 -2.16%로 가장 낮은 수치를 기록하고 있으며 다음으로 울산, 경남 순으로 나타났다. 평균값은 경남과 경북을 제외하고는 양수를 나타내고 있다. 최대값은 세종이 8.72%로 다른 지역에 비해서 매우 높은 수치를 보였다. 두 번째 제주보다도 약 2배 크게 나타났다. 그리고 변동성에 있어서도 세종이 가장 크게 나타났으며 다음으로 인천, 울산, 제주 순으로 나타났다. 왜도는 강원도를 제외하고 모두 양의 왜도가 관찰된다.

<표 2> 기초통계량(%)

이 표는 2017년 1월부터 2022년 8월까지의 17개 지역별 아파트 매매가격지수 수익률(%)의 기초통계량을 나타낸다.

Symbol	Min.	Median	Mean	Max.	Std.	Skew.	Kurt.	No.
서울	-0.4824	0.2619	0.3410	1.7487	0.4677	0.5986	3.1075	68
부산	-0.4598	0.0000	0.2377	2.9656	0.6832	1.6830	6.0561	68
대구	-0.9370	0.1178	0.2008	2.1835	0.5751	1.0387	4.7787	68
인천	-1.0162	0.1256	0.4520	3.2523	0.8233	1.4234	4.3941	68
광주	-0.2107	0.1094	0.2320	1.2526	0.3513	1.3707	4.1999	68
대전	-0.6786	0.2863	0.5842	2.8607	0.6999	0.6589	2.9295	68
울산	-1.2162	-0.0975	0.0360	3.4412	0.7964	1.3045	6.7053	68
세종	-2.1572	0.0000	0.4818	8.7214	1.6952	2.7768	12.1791	68
경기	-0.7394	0.1898	0.4891	2.6344	0.7597	1.0058	3.1545	68
강원	-0.9380	0.1888	0.0491	0.9882	0.4960	-0.0426	2.1947	68
충북	-0.8630	-0.0962	0.0417	2.6202	0.6642	1.3588	5.1227	68
충남	-0.5345	-0.1119	0.1002	1.4403	0.5706	0.9358	2.4350	68
전북	-0.5195	0.0999	0.1229	1.2359	0.3955	0.7915	3.3842	68
전남	-0.2969	0.1028	0.1136	0.5013	0.1734	0.0118	2.9550	68
경북	-0.8230	-0.2788	-0.0768	1.1549	0.5088	0.8478	2.5637	68
경남	-1.0864	-0.0992	-0.0553	1.9969	0.6166	0.7128	3.4134	68
제주	-0.7110	-0.1007	0.1473	4.3952	0.7776	3.1532	15.4422	68

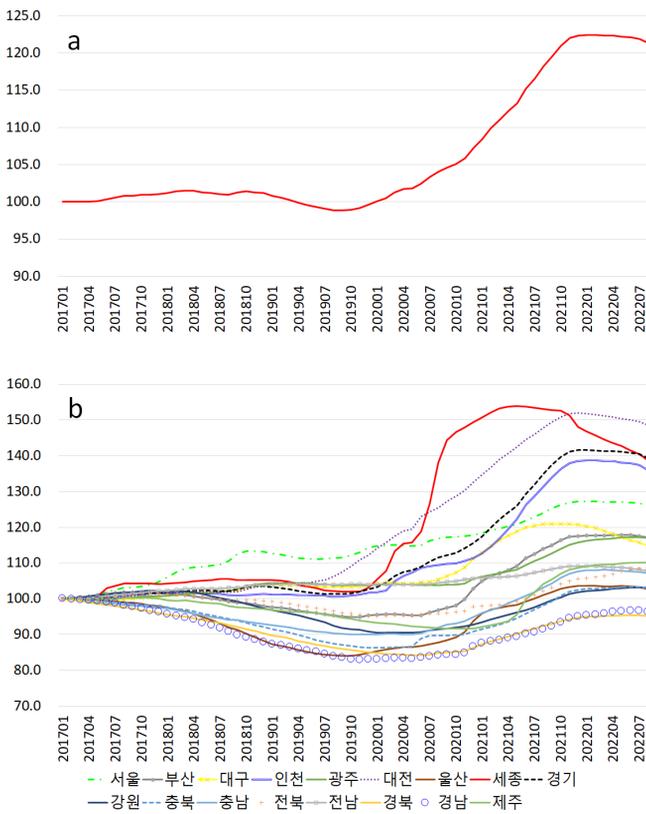
[그림 1]은 아파트 월별 매매가격지수 추이를 나타내고 있다. 전체 아파트 매매가격지수(a)는 2017년부터 2019년 4월까지 소폭 상승하다 2019년 12월까지 100이하로 하락한다. 2020년 1월부터는 전국 아파트 매매가격은 상승하기 시작하여 2022년 1월 122.5를 지속적으로 상승한다. 이후기간은 하락하는 추세를 보인다. 지역별 아파트 매매가격지수(b)의 변화를 2019년까지 살펴보면 서울, 부산, 대구, 인천, 대전, 세종, 경기 지역은 매매가격이 상승했으나, 경남, 경북, 충북, 충남, 강원, 울산, 전남, 전북은 하락하였다. 2020년부터는 모두 지역의

1) 월별 아파트 매매가격지수는 2017년 11월 기준으로 해당 시점의 가격을 비율화하여 발표한다.

아파트 매매가격이 상승이 시작되었으며, 아파트 매매가격지수가 120 이상인 지역은 세종, 대전, 경기, 인천, 서울로 나타났다. 2021년부터는 모든 지역 약보합세를 보이고 있으며 세종은 2021년 5월 고점대비 큰 하락이 관찰된다.

[그림 1] 아파트 매매가격지수 추이

이 그림은 한국부동산원에서 발표하는 전국 아파트 매매가격지수(a)와 지역별 아파트 매매가격지수(b)의 2017년 1월부터 2022년 8월까지의 추이 나타내고 있다. 비교를 위해서 2017년 1월을 기준 100하여 표준화된 지수로 전환하여 사용하였다.



IV. 실증분석 결과

1. 상관관계 분석결과

<표 3>은 아파트 매매가격지수 수익률(%)의 상관관계를 나타내고 있다. 매트릭스의 하방은 상관계수값을 의미하고 있으며, 상방은 p-value를 나타낸다. 상관계수의 값은

세종-광주, 세종-전북, 세종-제주를 제외하고 모두 양(+)의 값을 가진다. 지역별로 살펴보면, 서울은 모든 지역과 양(+)의 상관관계를 가지며 전남, 경기, 광주, 등의 순으로 높은 상관관계를 보이고 있다. 부산도 모든 지역과 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으며, 특히 울산, 경북, 경남, 등의 지역과 높은 양의 상관관계를 보였다. 대구도 모두 다른 지역과 모두 양의 상관관계를 나타내고 있으며, 부산, 대전, 경기 등의 순으로 높은 상관관계를 가진다. 세종은 대전, 경기, 대구, 울산, 충남, 부산과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이며, 전북, 제주, 광주와는 비유의적인 음(-)의 상관관계를 가진다.

<표 3> 변수간 상관관계(Pearson 상관계수)

이 표는 지역별 아파트 매매가격지수의 수익률의 상관관계를 나타낸다. 매트릭스의 하방은 상관계수값을 의미하며, 상방은 p-value를 나타낸다.

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	세종	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
서울	1.00	0.02	0.01	0.01	0.00	0.04	0.18	0.13	0.00	0.03	0.05	0.01	0.07	0.00	0.08	0.42	0.04
부산	0.29	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
대구	0.32	0.69	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.05
인천	0.31	0.64	0.50	1.00	0.00	0.00	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
광주	0.39	0.67	0.44	0.61	1.00	0.03	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
대전	0.25	0.54	0.65	0.65	0.27	1.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.00	0.08
울산	0.16	0.90	0.58	0.56	0.48	0.64	1.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
세종	0.19	0.22	0.31	0.19	-0.19	0.46	0.29	1.00	0.00	0.29	0.18	0.03	0.95	0.16	0.21	0.18	0.18
경기	0.46	0.76	0.64	0.92	0.66	0.73	0.69	0.35	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
강원	0.27	0.75	0.30	0.63	0.57	0.28	0.69	0.13	0.68	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
충북	0.24	0.69	0.32	0.74	0.58	0.58	0.68	0.17	0.75	0.80	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
충남	0.30	0.85	0.54	0.74	0.69	0.59	0.81	0.26	0.83	0.79	0.82	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
전북	0.22	0.73	0.22	0.56	0.74	0.20	0.65	-0.01	0.62	0.84	0.76	0.75	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
전남	0.50	0.56	0.56	0.47	0.61	0.35	0.34	0.17	0.55	0.45	0.38	0.47	0.46	1.00	0.00	0.01	0.00
경북	0.21	0.86	0.50	0.72	0.67	0.46	0.81	0.15	0.78	0.84	0.81	0.93	0.79	0.34	1.00	0.00	0.00
경남	0.10	0.86	0.37	0.63	0.62	0.48	0.89	0.16	0.70	0.81	0.82	0.88	0.82	0.30	0.91	1.00	0.00
제주	0.25	0.60	0.24	0.72	0.71	0.21	0.39	-0.16	0.65	0.65	0.64	0.66	0.70	0.48	0.69	0.57	1.00

2. 전이효과 분석결과

<표 4>는 지역별 아파트 매매가격지수 수익률 전이효과를 Diebold and Yilmaz(2012) 변동성전이지수를 사용하여 분석한 결과를 제시하였다. 지역별 아파트 매매가격지수의 총전이효과는 89.6%=(113.0+114.9+77.2+136.4+90.9+101.6+87.9+107.6+164.7+23.6+99.0+68.7+76.0+34.8+57.0+83.9+85.5)/17)로 나타났다. 이러한 수치는 다른 자산(주식, 채권, 선물시장, 외환시장, 금융시장 등)의 총전이효과 보다 높은 수치로 지역별 아파트 매매가격지수 수익률의 전이효과가 강하게 나타나고 있는 것으로 볼 수 있다. 지역별 아파트

<표 4> 변동성전이지수 측정결과

이 표는 2017년 1월부터 2022년 8월까지 기간에 대해서 지역별 아파르트메이저수 수익률을 Diebold and Yilmaz (2012)의 변동성전이지수모형을 사용하여 측정된 결과를 나타내고 있다. 마지막 행에 유출전이효과(DS^{TO})를 제시하고 있으며, 마지막 열에 유입전이효과(DS^{FROM})를 제시하고 있다. 마지막 열에 총전이지수(TS)는 유입전이었을 합을 번수갯수 17로 나누어 측정한 후 18행 18열에 제시하였다.

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	세종	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주	DS^{FROM}
서울	53.9	1.1	0.4	11.4	3.0	0.9	0.1	2.1	15.1	2.2	1.2	0.5	1.1	3.1	0.0	0.9	3.0	46.1
부산	15.8	13.6	6.7	4.6	8.2	1.3	7.7	0.6	8.1	1.1	1.3	5.6	5.1	2.9	5.5	7.0	5.1	86.4
대구	13.2	13.4	9.6	3.8	8.2	1.6	8.7	0.6	7.0	1.0	1.3	5.7	5.8	2.8	5.4	7.5	4.4	90.4
인천	10.6	9.6	6.2	12.0	6.5	3.3	5.7	1.7	11.9	1.1	2.6	4.7	4.3	2.3	4.2	5.2	8.2	88.0
광주	9.8	9.8	6.3	11.3	7.8	3.1	5.9	1.6	11.6	1.1	2.4	4.9	4.8	2.2	4.1	5.3	7.9	92.2
대전	7.8	8.2	5.7	10.3	6.3	8.6	5.3	2.3	11.1	1.3	6.4	4.4	5.0	2.2	3.3	5.2	6.6	91.4
울산	6.6	8.7	6.5	8.8	6.5	7.6	7.5	1.9	9.6	1.2	5.7	4.8	6.1	1.9	4.2	6.6	5.8	92.5
세종	5.6	6.8	5.2	8.5	5.2	7.8	5.9	13.1	9.4	1.0	7.7	3.8	4.8	1.9	3.5	5.2	4.7	86.9
경기	5.6	6.6	4.7	9.3	5.5	7.7	5.4	11.9	10.6	1.0	7.5	4.0	4.8	2.0	3.3	4.8	5.4	89.4
강원	5.5	6.6	4.6	9.2	5.5	7.6	5.4	11.8	10.6	1.7	7.5	3.9	4.8	2.0	3.3	4.8	5.4	98.3
충북	5.0	6.1	4.3	8.8	5.0	9.2	5.1	11.3	10.3	1.8	9.9	3.9	4.5	1.9	3.0	4.9	5.0	90.1
충남	4.9	6.2	4.3	8.6	5.1	9.0	5.1	11.1	10.2	1.8	9.8	4.4	4.6	1.9	3.2	5.1	4.9	95.6
전북	4.7	6.2	4.5	8.4	5.2	8.9	5.4	10.8	10.1	1.8	9.5	4.4	5.1	1.8	3.2	5.2	4.8	94.9
전남	4.7	6.2	4.5	8.4	5.2	8.9	5.4	10.7	10.0	1.8	9.5	4.4	5.1	2.0	3.2	5.2	4.9	98.0
경북	4.7	6.3	4.5	8.3	5.2	8.7	5.5	10.6	9.9	1.8	9.4	4.5	5.1	2.0	3.5	5.3	4.8	96.5
경남	4.4	6.5	4.7	7.9	5.2	8.5	6.0	10.0	9.5	1.7	9.1	4.7	5.3	1.9	3.8	6.1	4.7	93.9
제주	4.0	6.8	4.2	9.0	5.3	7.5	5.4	8.6	10.2	1.9	8.1	4.6	4.9	2.1	3.8	5.6	8.0	92.0
DS^{TO}	113.0	114.9	77.2	136.4	90.9	101.6	87.9	107.6	164.7	23.6	99.0	68.7	76.0	34.8	57.0	83.9	85.5	TS= 89.6%

매매가격지수 수익률의 유출전이효과는 관심지역의 아파트 매매가격지수 수익률의 정보가 다른 지역에 미치는 영향의 함으로 측정할 수 있다. 서울의 유출전이효과를 예를 들어서 설명하면, 서울의 유출전이효과는 서울이 서울에 미치는 1행 1열의 값을 제외하고 1열의 부산부터 제주까지 미치는 영향(15.8, 13.2, 10.6, 9.8, 7.8, 6.6, 5.6, 5.6, 5.5, 5.0, 4.9, 4.7, 4.7, 4.7, 4.4, 4.0)을 합산하여 측정된다. 다른 지역의 유출전이효과도 동일하게 측정할 수 있으며 매트릭스의 마지막 행에 제시한다. 지역별 아파트 매매가격지수 수익률의 유입전이효과는 다른지역의 아파트 매매가격지수 수익률의 정보가 관심 지역에 미치는 영향의 함으로 측정할 수 있다. 서울의 유입전이효과를 예를 들어서 설명하면, 서울의 유입전이효과는 부산부터 제주도가 서울에 미치는 영향을 나타내는 1행의 1.1, 0.4, 11.4, 3.0, 0.9, 0.1, 2.1, 15.1, 2.2, 1.2, 0.5, 1.1, 3.1, 0.0, 0.9, 3.0을 합산하여 측정한다. 다른 지역의 유입전이효과도 동일하게 자신의 효과를 나타내는 대각의 값을 제외한 각 행의 값을 합산하여 측정하고 매트릭스의 마지막 열에 제시한다.

유출전이효과는 경기(164.7), 인천(136.4), 부산(114.9), 서울(113.0), 세종(107.6), 대전(101.6), 충북(99.0), 광주(90.9), 울산(87.9), 제주(85.5), 경남(83.9), 대구(77.2), 전북(76.0), 충남(68.7), 경북(57.0), 전남(34.8), 강원(23.6)도 순으로 크게 나타나고 있다. 유입전이효과는 강원(98.3), 전남(98.0), 경북(96.5), 충남(95.6), 전북(94.9), 경남(93.9), 울산(92.5), 광주(92.2), 제주(92.0), 대전(91.4), 대구(90.4), 충북(90.1), 경기(89.4), 인천(88.0), 세종(86.9), 부산(86.4), 서울(46.1) 순으로 크게 나타나고 있다. 유출전이효과가 높은 경기, 인천, 부산, 서울, 세종은 대체적으로 유입전이효과가 낮은 것으로 나타났으며 서울은 다른 지역에 비해서 약 50%의 유입전이효과를 보이고 있다. 즉, 서울지역이 다른 지역에 영향을 크게 미치지만 다른 지역이 서울에 미치는 영향은 미미하다고 볼 수 있으며, 이는 신중협(2018)의 연구결과와 유사하다.

순전이효과는 <표 4>에서 구한 유입전이효과와 유출전이효과와의 차이로 측정되며 1, 표 5>에 제시하였다. 순전이효과가 양(+)의 값을 가지는 지역은 경기, 서울, 인천, 부산, 세종, 대전, 충북으로 나타났으며, 이들 지역은 아파트매매 시장에서 정보발신자의 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. 그리고 순전이효과가 음(-)의 값을 가지는 나머지 지역은 아파트매매 시장에서는 정보의 수신자의 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. 그리고 강원, 전남, 경북, 충남, 전북, 대구, 경남, 제주, 울산, 광주 순으로 각 지역에서 유출되는 효과보다 유입되는 효과가 큰 의존적인 시장으로 볼 수 있다.

[그림 2]에서 유출전이효과, 유입전이효과, 순전이효과를 동시에 비교해보게 되면, 순전이효과가 가장 큰 경기는 유출전이효과가 다른 지역보다 월등하게 큰 것을 알 수 있으며 유입효과는 다른 지역보다 낮아 순전이효과가 크게 나타난다. 그리고 이와 유사하게 인천,

부산, 세종, 대전, 충청도 유사한 패턴을 보인다. 서울은 상대적으로 유입전효과가 매우 낮아 순전효과가 양(+)의 값을 가지는 것을 알 수 있다. 서울을 제외하고는 유입전효과는 큰 차이를 보이지 않는다. 반면 유출전효과는 지역별로 큰 차이를 보이고 있다. 특히 유출전효과가 낮은 지역은 대부분 순전효과가 음(-)의 값을 가진다.

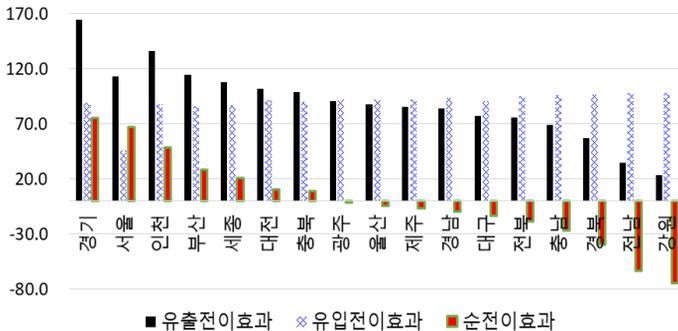
<표 5> 순전효과 분석결과

이 표의 순전효과는 <표 4>의 유출전효과(DS^{TO})에서 유입전효과(DS^{FROM})를 차감하여 측정한다. 그리고 지역별로 측정된 순전효과의 크기 순으로 내림차순으로 재정렬하여 제시하였다.

지역	유출전효과 (DS^{TO})	유입전효과 (DS^{FROM})	순전효과
경기	164.7	89.4	75.3
서울	113.0	46.1	66.9
인천	136.4	88.0	48.4
부산	114.9	86.4	28.5
세종	107.6	86.9	20.7
대전	101.6	91.4	10.2
충북	99.0	90.1	8.9
광주	90.9	92.2	-1.3
울산	87.9	92.5	-4.6
제주	85.5	92.0	-6.5
경남	83.9	93.9	-10.0
대구	77.2	90.4	-13.2
전북	76.0	94.9	-18.9
충남	68.7	95.6	-26.9
경북	57.0	96.5	-39.5
전남	34.8	98.0	-63.2
강원	23.6	98.3	-74.7

[그림 2] 순전효과 분석결과

이 그림은 지역별 유출전효과, 유입전효과, 순전효과를 나타내고 있다. 순전효과는 0을 기준으로 양(+)의 순전효과와 음(-)의 순전효과로 측정된다.



3. 쌍별 순전이 지수 분석결과

<표 6>은 지역간의 상호 정보전이효과를 직접적으로 분석한 136개 쌍별 순전이효과를 나타낸다. 예를 들어 서울이 부산에 미치는 효과 15.8을 부산이 서울에 미치는 효과 1.1을

<표 6> 쌍별 순전이효과 분석결과

이 표는 쌍별 순전이효과를 나타내고 <표 4>에서 i 지역이 j 지역에 미치는 영향에서 j 지역이 i 지역에 미치는 영향을 차감하여 구한다. 측정된 쌍별순전이효과는 양수와 음수 모두 가능하나 음(-)의 순전이효과를 가지는 쌍은 쌍별 순전이효과의 크기를 비교하기 위해서 순전이값을 j 지역이 i 지역에 미치는 영향에서 i 지역이 j 지역에 미치는 영향을 차감하는 방식으로 다시 구하였다. 그리고 쌍별 순전이효과를 크기순으로 나열하였다.

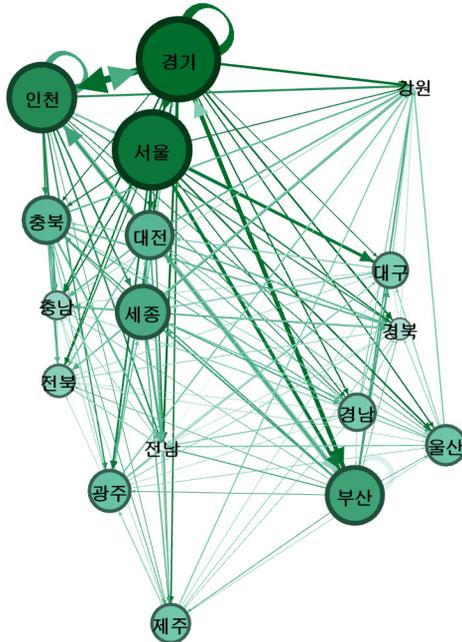
NO	쌍별 순전이효과	NO	쌍별 순전이효과	NO	쌍별 순전이효과	NO	쌍별 순전이효과
1	서울-부산 14.7	35	부산-인천 5	69	서울-강원 3.3	103	충남-대구 1.4
2	서울-대구 12.8	36	충북-전북 5	70	대전-경남 3.3	104	울산-경북 1.3
3	세종-강원 10.8	37	인천-광주 4.8	71	전북-전남 3.3	105	충남-경북 1.3
4	경기-강원 9.6	38	부산-충북 4.8	72	광주-대전 3.2	106	전북-대구 1.3
5	경기-서울 9.5	39	세종-경남 4.8	73	인천-울산 3.1	107	경북-전남 1.2
6	세종-전남 8.8	40	경기-제주 4.8	74	충북-제주 3.1	108	부산-전북 1.1
7	인천-강원 8.1	41	서울-경북 4.7	75	경남-강원 3.1	109	광주-경북 1.1
8	경기-전남 8.0	42	경기-경남 4.7	76	대구-충북 3	110	서울-제주 1
9	충북-전남 7.6	43	대구-세종 4.6	77	광주-전남 3	111	제주-경북 1
10	세종-충남 7.3	44	대전-충남 4.6	78	전북-강원 3	112	부산-울산 1
11	세종-경북 7.1	45	서울-충남 4.4	79	경기-충북 2.8	113	대전-제주 0.9
12	인천-대전 7.0	46	광주-강원 4.4	80	제주-전남 2.8	114	경북-대구 0.9
13	서울-대전 6.9	47	울산-강원 4.2	81	경남-대구 2.8	115	경남-제주 0.9
14	부산-대전 6.9	48	충북-경남 4.2	82	대전-충북 2.8	116	인천-제주 0.8
15	서울-광주 6.8	49	경기-울산 4.2	83	인천-경남 2.7	117	인천-서울 0.8
16	인천-세종 6.8	50	인천-전북 4.1	84	제주-광주 2.6	118	부산-경북 0.8
17	부산-대구 6.7	51	인천-경북 4.1	85	광주-충북 2.6	119	전북-울산 0.7
18	대전-전남 6.7	52	대구-대전 4.1	86	경기-인천 2.6	120	부산-충남 0.6
19	경기-경북 6.6	53	울산-세종 4	87	충남-전남 2.5	121	충북-울산 0.6
20	서울-울산 6.5	54	대전-전북 3.9	88	세종-경기 2.5	122	광주-울산 0.6
21	충북-경북 6.4	55	인천-충남 3.9	89	대구-인천 2.4	123	경남-울산 0.6
22	대전-강원 6.3	56	세종-제주 3.9	90	대전-울산 2.3	124	경남-부산 0.5
23	인천-충북 6.2	57	서울-충북 3.8	91	경기-대구 2.3	125	광주-전북 0.4
24	부산-세종 6.2	58	세종-충북 3.6	92	울산-대구 2.2	126	제주-울산 0.4
25	경기-충남 6.2	59	서울-전북 3.6	93	충남-강원 2.1	127	경남-충남 0.4
26	인천-전남 6.1	60	광주-세종 3.6	94	전북-경북 1.9	128	제주-충남 0.3
27	경기-광주 6.1	61	대구-강원 3.6	95	광주-대구 1.9	129	울산-충남 0.3
28	세종-전북 6.0	62	서울-경남 3.5	96	부산-제주 1.7	130	제주-대구 0.2
29	충북-충남 5.9	63	울산-전남 3.5	97	대구-전남 1.7	131	전남-강원 0.2
30	충북-강원 5.7	64	제주-강원 3.5	98	부산-광주 1.6	132	광주-충남 0.2
31	부산-강원 5.5	65	서울-세종 3.5	99	서울-전남 1.6	133	전북-충남 0.2
32	대전-세종 5.5	66	경기-대전 3.4	100	경기-부산 1.5	134	전북-제주 0.1
33	대전-경북 5.4	67	부산-전남 3.3	101	경남-경북 1.5	135	전북-경남 0.1
34	경기-전북 5.3	68	경남-전남 3.3	102	경북-강원 1.5	136	경남-광주 0.1

차감하면 14.7로 서울이 부산에 미치는 쌍별 순전이효과를 구할 수 있다. 만약 측정된 쌍별 순전이효과가 음(-)의 값을 가지면 위치조정을 통해서 양(+)의 값을 가질 수 있게 전환하였다. 이러한 조정을 하는 이유는 쌍별 순전이효과 크기를 비교하기 위해서이다.

쌍별 순전이효과가 크게 나타나는 상위 10개 쌍을 살펴보면, 서울-부산의 쌍별 순전이효과가 가장 큰 14.7%를 나타내고 있으며, 다음으로 서울-대구, 세종-강원, 경기-강원, 경기-서울, 세종-전남, 인천-강원, 경기-전남, 충북-전남, 세종-충남 순으로 높게 나타난다. 상위 10개 쌍에서 서울, 세종, 경기, 인천, 충북이 부산, 대구, 강원, 서울, 전남, 강원, 전남, 충남에 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 쌍별 순전이효과를 표로 관찰하기에는 한계가 있기 때문에 네트워크구조분석을 사용하여 분석을 진행한다.

[그림 3] 네트워크구조분석 결과

이 그림은 네트워크구조분석을 사용하여 지역별 아파트 매매가격지수 수익률의 전이효과를 나타낸다. 노드(node)는 <표 5>의 순전이효과를 나타내며, 해당 노드의 크기와 색의 밝기는 순전이효과 크기를 나타낸다. 엣지(edge)는 <표 6>의 쌍별 순전이효과를 의미한다.



[그림 3]은 아파트 매매가격지수 수익률의 네트워크구조분석(network topology analysis)을 나타내고 있으며 Gephi를 사용하여 도시화하였다²⁾. 여기서 노드(node)는 17개의 지역별 순전이효과를 의미하며, 엣지(edge)는 <표 6>의 쌍별 순전이효과를 의미한다 그림은 .

서울, 경기, 인천을 포함하는 수도권이 네트워크에서 높은 순전이효과를 보이고 있으며 가장 큰 노드를 가진다. 다음으로 부산, 세종, 대전, 충북이 큰 노드를 차지한다. 반면, 강원, 전남, 경북, 충남, 전북 등이 낮은 중요도를 차지한다. 다음으로 쌍별 순전이효과를 나타내는 엣지는 서울-부산, 서울-대구, 세종-강원, 경기-강원, 경기-서울, 세종-전남, 인천-강원, 경기-전남, 충북-전남, 세종-충남의 쌍으로 나타났다.

V. 결 론

본 연구는 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)의 변동성지수를 사용하여 지역별 부동산 가격의 정보전이효과를 분석하였다. 분석에 사용된 변수는 전국 주요 아파트 매매가격지수 수익률로써 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 세종, 경기, 강원, 충북, 충남, 전남, 전남, 경북, 경남, 제주 지역의 아파트 매매가격지수의 월별수익률을 사용하였다. 분석기간은 2017년 1월부터 2022년 8월까지 68개월이다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 총전이지수는 89.6%로 나타났으며, 이는 주식, 선물 등 다른 자산에서 측정된 총전이지수값 보다 높게 측정되었다. 즉, 부동산 매매가격에 관한 전이효과가 다른 자산에 비해서 크다는 것을 시사한다. 둘째, 유출전이효과는 경기, 인천, 부산, 서울, 세종, 대전, 충북, 광주, 울산, 제주, 경남, 대구, 전북, 충남, 경북, 전남, 강원 순으로 나타나고 있다. 셋째, 유입전이효과는 강원, 전남, 경북, 충남, 전북, 경남, 울산, 광주, 제주, 대전, 대구, 충북, 경기, 인천, 세종, 부산, 서울 순으로 크게 나타나고 있다. 넷째, 양(+)의 순전이효과를 보이는 경기, 서울, 인천, 부산, 세종, 대전, 충북이 아파트 매매시장에서 주도적인 역할을 하는 지역으로 나타났으며, 음(-)의 순전이효과를 보이는 강원, 전남, 경북, 충남, 전북, 대구, 경남, 제주, 울산, 광주는 의존적인 지역으로 나타났다.

이와 같은 실증분석 결과를 통해 수도권을 중심으로 한 지역과 부산지역이 전국의 부동산 가격에 미치는 영향력이 큰 점을 구체적으로 확인할 수 있으며, 특정 지역의 가격정보는 다른 지역에 영향을 미치기 때문에 특정지역에 대한 부동산규제 정책은 시장의 정보전이효과를 증폭시킬 수도 있다. 특히, 순전이효과가 양(+)인 경기, 서울, 인천, 부산, 세종, 대전, 충북지역에 대한 규제는 풍선효과와 같은 부작용을 발생시킬 수 있음을 간과할 수 없기 때문에 해당지역에 대한 부동산 시장 정책이 다른 지역의 가격변화에 미치는 영향을 고려하여 시행되어야 한다는 점을 간접적으로 시사한다. 이러한 점은 부동산의 주요 규제별로

2) Gephi는 NetBeans 플랫폼에서 Java로 작성된 오픈 소스 네트워크 분석 및 시각화 소프트웨어 패키지이다.

지역간의 정보전이를 세부적으로 분석함으로써 보다 명확하게 이해할 수 있을 것이다.

본 연구는 전국 부동산 가격에서 발생하는 정보전이효과 분석을 통해 지역별로 부동산 가격에 미치는 영향의 크기를 구체적으로 분석함으로써 실증적인 결과를 제시하는 데 그 의의를 두고 있다. 그리고 아파트매매가격 수익률 전이효과를 총전이효과, 순전이효과, 쌍별 순전이효과로 구분하여 제시하였다는 점과 네트워크구조분석을 통해 전이효과를 종합적으로 시각화하였다는 점에서 다른 연구와의 차별성을 둔다. 그러나 서울 강남지역에 대한 효과를 고려하지 못하였다는 점과 금리변화(금리상승기, 하락기)와 가격변화(가격상승기, 가격하락기)에 대한 구분을 하지 못하였다는 점에서 한계를 가지고 있다. 향후 연구에서는 이러한 한계점을 개선하기 위해서 과열지정지역과 비지정지역간의 정보전이효과를 분석하는 것과 금리 하락기와 상승기를 분해하여 분석하는 것이 필요한 것으로 생각된다.

참 고 문 헌

- 고희운, 강상훈, “금융위기와 아시아 주식시장간의 비대칭적 변동성 전이효과 분석”, 금융공학연구, 제15권 제3호, 2016, 117-143.
- 고희운, 강상훈, “아시아-퍼시픽 주식시장 수익률과 변동성 전이효과 분석”, 재무관리연구, 제33권 제2호, 2016, 171-195.
- 김리영, “세종시 출범 이후 수도권과 충청권 주택 가격변동의 연계성 분석”, 부동산분석, 제7권 제3호, 2021, 79-98.
- 김상배 · 이승아, “대도시 아파트매매가격 변동성의 전이효과: 상승기와 하락기를 중심으로”, 주택연구, 제29권 제2호, 2021, 107-133.
- 김진수, “전국 주택시장 간의 전이 네트워크 특성 분석 연구”, 일감부동산법학, 제23권, 2021, 105-131.
- 박종해, 정대성, “한국과 중화권 주식시장의 비대칭 변동성 전이효과에 관한 실증연구”, Journal of China Studies, 제25권 제3호, 2022, 127-148.
- 박진백, 홍민구, “서울 주택시장의 기간별 전이효과”, 금융공학연구, 제18권 제1호, 2019, 141-165.
- 방두완, 권혁신, 김명현, “FAVAR 를 이용한 지역별 아파트 경기지수 전이효과 분석”, 주택연구, 제27권 제3호, 2019, 147-171.
- 신종협, “아파트가격의 지역 간 연관성 분석”, 산업경제연구, 제31권 제5호, 2018, 1905-1924.
- 이진숙, 김한수, 한종연, “국내주택매매시장의 가격발견에 관한 연구”, 지역산업연구, 제40권 제4호, 2017, 303-322.
- 임병인 · 윤재형, “아파트가격변화율에 대한 요인분석: 동학요인분석모형 활용”, 서울도시연구, 제21권 제3호, 2020, 1-21.
- 장병기, “금융시장간 전이효과와 시간가변성”, 금융공학연구, 12권 제3호, 2013, 51-74.
- 전형철, 형남원, “주택의 매매 및 전세가격의 확산효과에 대한 분석: 강남효과를 중심으로”, 주택연구, 제26권 제1호, 2018, 63-88.
- 정대성, “변동성전이지수를 이용한 한국금융시장의 전이효과에 관한 연구”, Journal of The Korean Data Analysis Society, 제22권 제3호, 2020, 1241-1253.
- 정대성, “아시아 외환시장의 수익률 전이효과에 관한 실증연구”, 무역연구, 제18권 제5호, 2022, 345-357.
- 정준호, “수도권 아파트 매매가격 변동의 확산효과”, 한국경제지리학회지, 제25권 제1호,

2022, 147-170.

- Antonakakis, N., C. Floros, and R. Kizys, "Dynamic spillover effects in futures markets: UK and US evidence," *International Review of Financial Analysis*, 48, (2015), 406-418.
- Baruník, J., E. Kočenda, and L. Vácha, "Asymmetric connectedness on the US stock market: Bad and good volatility spillovers," *Journal of Financial Markets*, 27, (2016), 55-78.
- BenSaïda, A., "Good and bad volatility spillovers: An asymmetric connectedness," *Journal of Financial Markets*, 43, (2019), 78-95.
- Bouri, E., O. Cepni, D. Gabauer, and R. Gupta, "Return connectedness across asset classes around the COVID-19 outbreak," *International Review of Financial Analysis*, 73, (2021), 101646.
- Choi, S. Y., "Dynamic volatility spillovers between industries in the US stock market: Evidence from the COVID-19 pandemic and Black Monday," *The North American Journal of Economics and Finance*, 59, (2022), 101614.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz, "Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers," *International Journal of Forecasting*, 28(1), (2012), 57-66.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz, "Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets," *The Economic Journal*, 119(534), (2009), 158-171.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz, "Trans-Atlantic equity volatility connectedness: Us and European financial institutions 2004 - 2014," *Journal of Financial Econometrics*, 14(1), (2015), 81-127.
- Fasanya, I. O., O. Oyewole, O. B. Adekoya, and J. Odei-Mensah, "Dynamic spillovers and connectedness between COVID-19 pandemic and global foreign exchange markets," *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 34(1), (2021), 2059-2084.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 39, Number 6, December 2022

An Empirical Study on Information Spillover Effect of Real Estate Prices*

Dae Sung Jung** · Jong Hae Park***

〈Abstract〉

This study analyzes the information spillover effects of the return on the apartment sale price index by region using the volatility spillover index of Diebold and Yilmaz (2009, 2012). The main empirical results are as follows. First, we find that the total spillover index of the apartment sale price is 89.6%, and we confirm that the total spillover index of the real estate market is higher than the other assets. Second, we find that the spillover effects are highest in Gyeonggi, Incheon, Busan, Seoul, Sejong, Daejeon, Chungbuk, Gwangju, Ulsan, Jeju, Gyeongnam, Daegu, Jeonbuk, Chungnam, Gyeongbuk, Jeonnam, and Gangwon in that order. Third, we show that the inflow transfer effect is large in the order of Gangwon, Jeonnam, Gyeongbuk, Chungnam, Jeonbuk, Gyeongnam, Ulsan, Gwangju, Jeju, Daejeon, Daegu, Chungbuk, Gyeonggi, Incheon, Sejong, Busan, and Seoul. Fourth, we find that Gyeonggi, Seoul, Incheon, Busan, Sejong, Daejeon, and Chungbuk regions play a leading role in the apartment sales market.

Keywords : Apartment Sales Prices, Spillover Effects, Volatility Spillover Index, Connectedness

* This Study was conducted by research funds from Gwangju University in 2022.

** First Author, Department of Business Administration, Gwangju University, South Korea,
E-mail: jungdaesung@gwangju.ac.kr

*** Corresponding Author, Department of Business Administration, Gwangju University, South Korea,
E-mail: jh0120@gnu.ac.kr