

주택가격 변화의 지역 간 선 · 후행관계 분석

장한익*

요약

본 연구는 소파동 분석 중 국면전환 방법을 활용하여 지역별 주택가격 변화 간의 선 · 후행관계를 분석하였다. 이를 통해 기본적으로 서울, 광역시 중심으로 주택시장의 가격변화를 선행하는 경향이 크다고 분석하였다. 하지만 주택시장에서 지역별 가격변화의 선 · 후행관계는 고정된 것이 아니라 시간에 따라 변화하고 있으며, 최근 지역별 주택가격 변화 간의 선 · 후행관계에서 서울의 선행력이 다소 약화되고 있다고 분석하였다. 또한 주택시장에서 지역별 가격변화 간의 선 · 후행관계는 강력한 양(+)의 관계를 형성하고 있다. 금리, 주택가격 등이 상승(+) 또는 하락(-)하는 경우 특정 지역 간의 가격변화에서 음(-)의 관계가 형성될 수 있으며, 이를 통해 전체 주택시장에서 가격변화 간의 동조화 현상이 약화될 가능성이 커질 수 있다고 보았다. 이와 같이 지역별 주택가격 변화 간의 선 · 후행관계를 분석함으로써 주택시장에서 가격변화의 파급경로, 파급효과의 부호, 선행성의 지속 등에 다양한 정보제공이 가능하다.

핵심어 : 주택가격, 물결효과, 소파동 국면전환, 비대칭 효과, 금리

1. 서론

2019년 10월부터 패닉바이닝, 영끌 등의 과열 양상을 보이며 기록적인 가격상승세를 지속해 오던 국내 주택시장은 글로벌 물가상승 압박에 따른 미국의 기준금리 인상이 2022년 3월부터 본격화되면서 급속하게 하락세로 전환되고 있다. 이와 함께 부동산 PF 부실 우려 등이 제기되면서 수요뿐만 아니라 공급 측면에서도 주택시장이 위축되는 경향을 보이고 있다. 이런 국내 주택시장의 상황은 주택가격의

* 장한익, 주저자, IBK기업은행/IBK경제연구소 연구위원, han0375@gmail.com

© Copyright 2023 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

변동성을 확대시키고 있으며, 현재 주택시장 침체의 확산이나 회복이냐로 의견이 갈리고 있다. 아직까지 대세는 침체를 경고하고 있어 정부는 주택시장의 침체가 확산되는 것을 막기 위해 고강도 부동산 규제정책을 완화하고 있다. 하지만 한번 시작된 주택시장의 침체는 규제 완화로 쉽게 정상화되기는 어려워 보인다. 또한 일부에서는 규제 완화가 서울 등 일부지역에만 집중되어 있어 주택시장 침체의 완화효과가 미미하다는 지적이 있다. 이와 같이 정부가 서울 중심으로 주택시장의 활성화를 유도하는 것은 기본적으로 서울 주택가격이 전국 주택가격을 견인한다는 전제를 가정하고 있다고 볼 수 있다.

정책적 측면뿐만 아니라 기존 관련 연구도 대부분 서울 또는 강남의 주택가격 변화가 다른 지역의 주택가격에 미치는 영향에 대한 유의성 유무를 파악하는 방법을 통해 파급효과를 분석하거나 지역 간의 주택가격이 동조화하는지 탈동조화하는지를 측정하는 연구에 초점이 맞춰져 있다. 즉, 방향성이나 주택가격에 있어 지역 간 변화의 선·후행관계를 심도 있게 살펴본 연구는 전무한 실정이다. 또한 이런 가격변화로 인한 지역 간의 선·후행관계가 시간에 따라 변화할 수 있다는 인식도 부족하다.

따라서 본 연구는 서울 중심으로 국내주택시장에서 가격 안정화를 유도할 수 있는 파급경로가 형성되어 있는지 파악하고 이 파급경로가 일정하게 유지되는지 시간에 따라 변화하는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 Aguiar-Conraria & Soares(2014) 등의 소파동(wavelet) 분석에 기반한 국면전환(phase-difference) 기법을 사용하여 지역별 주택가격 변화 간의 선·후행관계를 파악하고 파급경로를 분석한다. 이를 통해 주택시장에서 지역별 가격변화의 선·후행관계는 시간에 따른 변화와 최근 서울이 다른 지역의 가격변화에 미치는 선행성을 확인하고자 한다. 또한 주택시장에서 지역별 가격변화 간의 선·후행관계가 양(+)의 관계를 형성하고 있는지 살펴보고자 한다. 이런 실증분석적 결과를 바탕으로 효율적 주택정책의 수립을 위한 근거 또는 주택시장의 기초자료를 제공하고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제II장에서는 기존연구를 살펴본다. 제III장에서는 주택시장의 지역별 가격변화 간의 선·후행관계를 추정하기 위해 Aguiar-Conraria & Soares(2014) 등에서 사용된 소파동 분석 및 국면전환 방법을 소개한다. 제IV장에서는 자료의 특성과 소파동 국면전환 추정결과를 살펴본다. 제V장에서는 실증분석을 토대로 정책적 시사점을 정리한다. 마지막으로 제VI장에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구

최근 주택가격 관련 물결효과(ripple effect) 및 동조화와 관련 연구는 주로 영국 주택시장을 중심으로 분석이 이루어지고 있다. 우선, Montagnoli & Nagayasu(2015)은 영국 주택시장에

지역별로 군집을 형성하여 가격변화의 전이효과가 다르게 발생한다고 보았다. 또한 지역별 군집은 전염효과를 강하게 보이는 중심 지역이 각각 존재한다고 분석하였다. Cook & Watson(2016)은 런던의 주택가격변화로 인한 영국 내 주택의 동일한 가격변화 방향성을 확인하였다. 즉, 영국의 물결효과는 런던을 기점으로 발생하며 런던과 가까운 지역을 중심으로 주택가격 간의 물결효과가 강하게 관측된다고 분석하고 있다. Antonakakis et al.(2018)은 영국의 지역별 주택가격 변화 간의 연계성이 지역별로 동일한 것이 아니라 일부 특정 지역의 영향력이 강하게 타지역으로 전파되는 경향이 있다고 분석하였다. Hamnett & Reades(2019)는 영국의 런던과 런던 이외 지역에 대한 주택가격 탈동조화를 설명하고 있으며, 이는 글로벌 도시인 런던 주택시장에 대한 외국인의 수요가 높기 때문에 런던과 런던 이외의 지역에서 주택시장 경기가 달라 나타나는 현상으로 설명하고 있다. Miles(2020)는 영국이 미국보다 지역 간의 주택가격 동조화 현상이 약하며, 특히 런던과 거리가 먼 지역일수록 런던과의 주택가격 동조성이 약하다고 분석하였다. Zhang et al.(2020)은 네트워크 분석을 통해 영국의 주택시장 연결성이 줄어들면 런던의 주택가격 변화가 지역 주택가격에 미치는 영향력이 커진다고 분석하였다. Cascio(2021)는 소파동 분석을 통해 영국이 런던을 중심으로 주택가격의 물결효과가 존재하며, 런던으로부터 먼 지역일수록 런던의 주택가격 변화로 인한 물결효과는 단기에만 발생한다고 분석하였다.

영국 이외 지역에 대한 주택가격 변화의 물결효과 및 동조화 현상에 대한 연구를 살펴보면, Gupta et al.(2015)은 유럽지역에서 주택가격 간의 동조화 현상을 분석하였다. 이를 통해 벨기에, 독일, 프랑스 간의 장기균형 관계가 형성되어 있음을 확인하였고 독일의 주택가격 변화가 유럽지역의 주택가격 동조화 현상의 원인일 수 있음을 지적하였다. Nneji et al.(2015)은 미국 주택시장을 대상으로 주택가격의 버블에 대한 지역 간 전이효과를 분석하였다. 이를 통해 주택가격의 버블이 발생하면 인근지역뿐만 아니라 타지역에도 전이된다고 보았다. 이는 주택가격의 버블이 발생한 지역과의 거리와는 큰 연관성이 없는 것으로 나타났다. Cohen & Zabel(2020)은 미국 주택시장에서 강한 물결효과 또는 전이효과가 관측되었다고 분석하고 있으며, 이런 현상의 크기는 주요 경제지표와 가격에 대한 전망이 큰 영향을 미친다고 보았다. Grigoryeva & Ley(2019)는 캐나다의 밴쿠버를 대상으로 물결효과를 분석하였다. 그 결과 물결효과는 중심지에서 지방으로만 나타나는 것이 아니라 지방에서 중심으로도 나타나고 있음을 보였다. Bashar(2020)는 호주의 멜버른에서 발생한 주택가격 상승이 주변 지역으로 파급된다고 분석하고 있다. Bangura & Lee(2019)는 호주 시드니를 대상으로 저가주택과 고가주택을 구분하여 단위근 검정, DOLS, Granger 인과관계 등을 활용하여 주택가격 간의 동조화 및 선·후행성을 살펴보았다. 이를 통해 저가주택의 가격변화가 고가주택의 가격변화에 영향을 미치는 방향성이 나타난다고 보았다. 또한 고가보다 저가 주택시장이 주요

경제지표의 변화에 선제적으로 반응한다고 분석하였다.

다음으로 국내연구를 살펴보면 서승환(2007)은 강남구의 주택가격 변화에 따른 서울지역의 주택가격에 대한 물결효과를 분석하였다. 황상연·차경수(2014)는 정태적 요인분석을 통해 서울 주택가격 변화가 전체 지역 주택가격의 변화요인으로 보기에는 한계가 있음을 지적하고 있다. 이진·이항용(2018)은 서울을 구별로 구분하여 아파트 매매가격 또는 전세가격 간의 동조화를 살펴보고 있다. 이를 통해 서울에서 아파트가격은 강남지역을 중심으로 물결효과가 발생하고 있지만 이런 동조화 현상이 일정하게 유지되는 것은 아니라고 분석하였다. 장한익(2019)은 주택가격의 동조화 현상이 수도권과 지방으로 분리되어 나타나는 것으로 분석하였다. 또한 수도권의 주택가격 간 동조화 현상이 강화되면 지방 주택가격 간 동조화 현상이 약화되는 것으로 보았다. 백인걸·노산하(2020)는 지역별 주택가격 변화에 대한 전국요인과 지역요인을 구분하여 지역별 주택가격 간의 동조화를 분석하고 있다. 그 결과 지역별 주택가격의 변화에 있어 2009년 이전에는 전국요인이 강하게 작용한 반면, 2015년 이후에는 지역요인이 강하게 작용하고 있다고 보았다. 따라서 지역요인이 강화되는 2015년 이후 수도권과 지방 간의 주택가격 탈동조화가 확대되었다고 분석하였다. 장한익 외(2021)는 네트워크 분석을 통해 지역별 아파트가격 간의 동조화가 시간에 따라 어떤 변화를 보였는지 살펴보았다. 이를 통해 한국 아파트가격 간의 동조화는 시간에 따라 변화하고 있으며, 동시에 한국 아파트가격이 상승할 때 지역 간 동조화가 더 커진다는 것을 보였다.

이처럼 국내의 기존연구들은 주로 지역 주택가격의 변화에 대한 동조성을 살펴보거나 특정지역의 주택가격 변화가 전체 지역 주택가격의 변화에 미치는 영향을 살펴보고 있다. 또한 공통요인을 추출하여 공통요인과 유사성이 높은 지역을 주택가격의 파급되는 근원지역으로 보고 이를 기준으로 물결효과 또는 동조화 현상을 분석하고 있다. 이와 함께 2변수 간의 선·후행관계를 분석하기 위해 일반적으로 Granger 인과관계, 교차상관계수 등을 사용한다. 하지만 이런 분석방법은 시변적인 선·후행관계의 변화를 측정하지 못한다는 단점이 있다.

따라서 본 연구는 기존연구와의 차별성을 확보하기 위해 이미 많은 연구가 진행된 주택가격 간의 동조화 현상 또는 파급효과의 크기를 분석하기보다는 주택가격 변화에 따른 파급경로를 분석하는 연구에 집중하고자 한다. 이를 위해 주택가격 변화의 지역 간 선·후행관계를 시변적으로 파악할 수 있는 소파동 분석의 국면전환 기법을 이용하여 주택가격 변화에 따른 지역 간 파급경로를 세밀하게 살펴보고자 한다. 또한 주택가격의 상승(+)과 하락(-), 금리의 상승(+)과 하락(-) 시점을 구분하고 각 시점에 따라 나타나는 평균적 주택가격 변화에 대한 지역 간 파급경로를 추가적으로 살펴본다.

III. 분석모형

소파동 분석은 모소파동(mother wavelet)이라고 불리는 작은 파동모양의 기저함수에 시계열을 투영하여 시간 영역의 특징과 주기대역 영역의 특징을 동시에 파악한다. 모소파동 함수의 가장 중요한 특징은 시간에 걸친 변화가 일정기간 동안에만 나타나는 함수라는 것이다. 모소파동 함수는 시간의 함수로 표현되며, 함수 값이 처음에는 시간이 흐르더라도 0에서 고정되어 아무런 움직임이 없다가 어떤 특정 시점 이후부터는 0을 중심으로 위아래 변동한 후 시간이 좀 더 지나면 다시 0에서 고정된 채 움직임을 멈춘다. 본 연구는 Aguiar-Conraria & Soares(2014) 등을 참조하여 모소파동 함수로서 Morlet 소파동 함수를 이용한다.¹⁾

1. 소파동 변환

모소파동 함수 $\psi_{\tau,s}(t)$ 의 위치와 좌우 폭을 조정한 후 분석 대상 시계열을 투영한 것을 연속 소파동 변환(continuous wavelet transform, CWT)이라고 한다. 여기서 주어진 시계열 $x(t)$ 의 표준화된 연속 소파동 변환은 <식 1>과 같이 표현할 수 있다.

$$W_{x;\psi}(\tau, s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{|s|}} \psi^*\left(\frac{t-\tau}{s}\right) dt \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

이때 $|W_{x;\psi}(\tau, s)|^2$ 은 소파동 파워스펙트럼으로 정의된다. τ 는 시간 축 위에서 소파동 함수의 위치를 조정하는 이전모수(translation parameter), s 는 파동의 지속기간을 결정하는 척도모수(dilation parameter)이다. 이전은 모소파동 함수를 시간 축 위에서 우측으로 τ 만큼 이동시키는 것을 의미한다. 즉, 시간영역에서 소파동 함수의 위치는 이전모수 τ 의 크기에 의해 결정된다. 척도 조정은 소파동 함수의 지속기간을 조정하는 것을 의미하는데, $|s| > 1$ 이면 지속기간이 연장되고 $|s| < 1$ 이면 지속기간이 축소된다. τ 와 s 의 모든 가능한 조합에 대하여 분석대상 시계열의 연속 소파동 변환을 구한 후 그것들의 크기를 비교하면 시계열의 움직임에 담겨 있는 시간영역과 주기대역영역의 정보를 동시에 파악할 수 있다. 시간영역에서 소파동 함수의 위치를 결정하는 τ 와 주기대역영역에서 소파동 함수의 위치를 결정하는 s 의 크기를 달리하면 $\psi_{\tau,s}(t)$ 의 모양이 변화하고, $\psi_{\tau,s}(t)$ 의 모양이 $x(t)$ 의 실제모습과 유사할수록 연속 소파동 변환은 큰 값을 갖기 때문이다.

1) 자세한 내용은 Aguiar-Conraria & Soares(2014)를 참조하기 바란다.

2. 소파동 상관계수

소파동 분석은 다음과 같은 소파동 파워 스펙트럼 $|W_{x;\psi}(\tau, s)|^2$ 을 통해 시계열 $x(t)$ 의 움직임에서 각각의 주기대역별 성분이 각각의 시점에 대한 분산으로 측정하게 된다. 이에 따라 시간-주기대역 공간에서 두 시계열 $x(t)$ 와 $y(t)$ 의 공분산은 다음과 같은 교차 소파동 파워 스펙트럼(cross-wavelet power spectrum)을 통해 측정한다(〈식 2〉).

$$|W_{xy}| = |W_x W_y^*| \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

여기서 *는 켈레전치를 의미한다. 이때 시계열 $x(t)$ 와 $y(t)$ 의 전통적인 상관계수 개념에 대응되는 시간-주기대역 공간의 복소수 소파동 동조성(complex wavelet coherency) 또는 상관계수는 Cazelles et al.(2007)을 따라 〈식 3〉과 같이 정의된다.

$$\rho_{xy} = \frac{S(W_{xy})}{[S(|W_x|^2)S(|W_y|^2)]^{1/2}} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

〈식 3〉의 ρ_{xy} 는 복소수(complex-valued)이며, $S(\bullet)$ 는 시간영역과 주기대역영역에 걸쳐 주어진 함수를 평탄화하는 필터이다. 한편, ρ_{xy} 는 Aguiar-Conraria & Soares(2014) 등을 통해 〈식 4〉와 같은 극형태(polar form)로 표현할 수 있다.

$$\rho_{xy} = |\rho_{xy}| e^{i\phi_{xy}} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

이때 $|\rho_{xy}|$ 는 0에서 1 사이의 값을 갖는 소파동 동조성(wavelet coherency)이 정의된다. 다만, 소파동 동조성은 $x(t)$ 와 $y(t)$ 간의 동조성 크기만을 나타낼 뿐 동조화 현상이 강화되는지 탈동조화 현상이 강화되는지 설명하지 못한다는 한계가 있다.

3. 국면전환

다음으로 국면전환은 〈식 4〉의 ϕ_{xy} 을 통해 확인할 수 있다. ϕ_{xy} 는 상관계수의 각도를 의미하며 $x(t)$ 와 $y(t)$ 간의 선 · 후행을 나타내는 지표이다. 본 연구의 ϕ_{xy} 는 Aguiar-Conraria & Soares(2014)에 따라

아래와 같이 <식 5>로 정의하였다.

$$\phi_{xy} = \text{Arctan} \left(\frac{\Im(S(W_{xy}))}{R(S(W_{xy}))} \right) \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

이때 $\Im(\cdot)$ 는 복소수의 허수부분, $R(\cdot)$ 는 복소수의 실수부분을 의미한다. ϕ_{xy} 가 0이면 특정 시간과 주기대역에서 $x(t)$ 와 $y(t)$ 시계열 자료가 함께 움직이는 것을 의미한다. 만약 ϕ_{xy} 가 0과 $\pi/2$ 사이의 값을 갖는다면 $x(t)$ 가 $y(t)$ 를 선행하는 것을 의미하며, ϕ_{xy} 가 $-\pi/2$ 와 0 사이의 값을 갖는다면 $y(t)$ 가 $x(t)$ 를 선행한다. 이때 $x(t)$ 와 $y(t)$ 는 양(+)의 상관관계를 갖는다. 반면 $x(t)$ 와 $y(t)$ 간의 상관관계가 음(-)일 경우 ϕ_{xy} 가 π 와 $\pi/2$ 사이의 값을 나타내면 $y(t)$ 는 $x(t)$ 를 선행하며 ϕ_{xy} 가 $-\pi$ 와 $-\pi/2$ 사이의 값이라면 $x(t)$ 가 $y(t)$ 를 선행한다.

이처럼 <식 5>를 통해 국면전환을 분석함으로써 $x(t)$ 와 $y(t)$ 간의 상관관계가 양(+)인지 음(-)인지를 확인할 수 있다. 이를 통해 <식 4>로부터 추정되는 소파동 동조성인 $|\rho_{xy}|$ 도 일반적인 상관계수와 같이 -1부터 1로 표현할 수 있다.

위와 같이 살펴본 소파동 분석을 통해 추정되는 시간의 흐름에 따른 주택가격 변화의 지역 간 전이현상에 대한 선·후행 관계를 분석하여 국내 주택시장에서 나타나는 주택가격의 지역별 파급효과의 변화를 동태적으로 세밀하게 살펴보고자 한다.

IV. 실증분석 결과

1. 자료의 특성 및 기초통계량

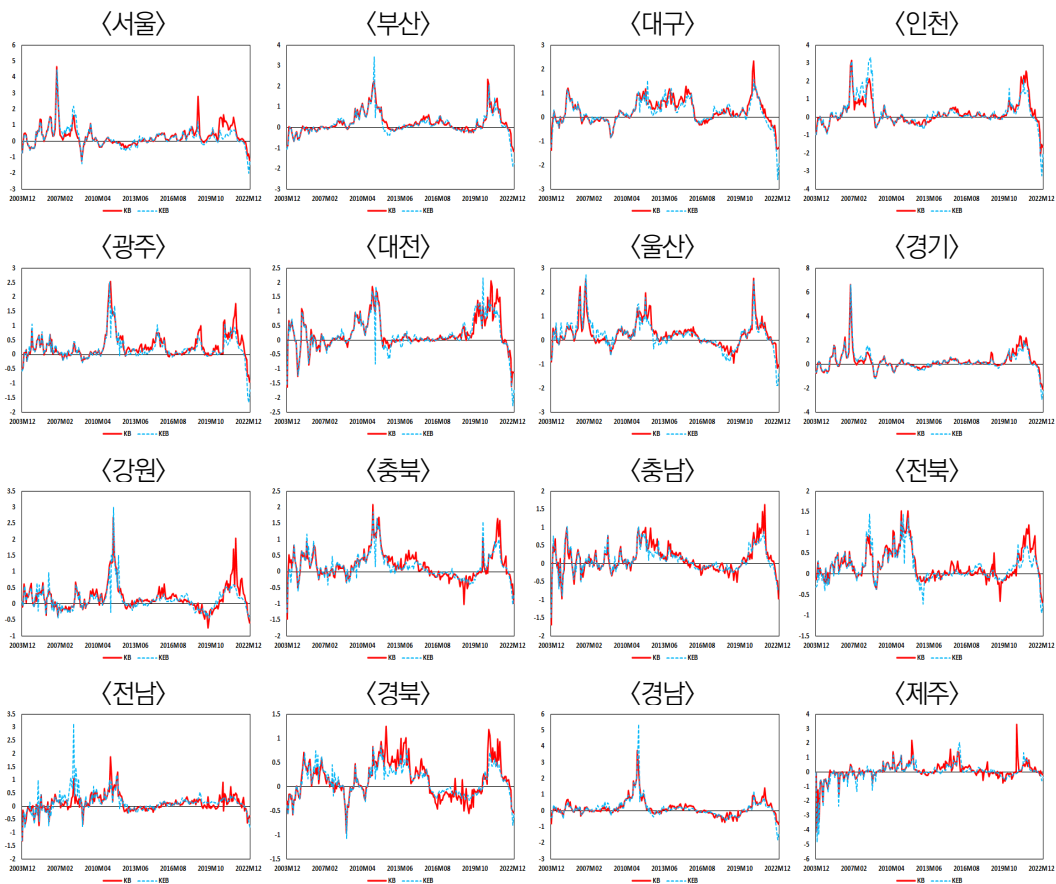
본 연구에서는 KB국민은행(KB)과 한국부동산원(KEB)의 지역별 주택가격지수 자료를 사용하여 소파동 국면전환 분석을 실시한다. 이때 주택가격지수는 단위근 검정을 통해 소파동 분석에 적합한 안정적인 변수인지 확인하고 그 검정결과에 따라 주택가격지수의 변화율(%) 자료를 사용한다.²⁾

2) 본 연구에서는 ADF, PP 검정을 통해 각 지역의 주택가격지수에 대한 단위근 유무를 검정하였으며 이 결과는 <부록 표 1>로 부록 1에 제시하였다. 해당 검정결과를 살펴보면 로그 전환된 각 주택가격지수는 수준변수에서 단위근을 갖는 불안정한 자료인 반면, 차분변수인 변화율(%)의 경우 단위근이 존재하지 않는 안정적인 자료임을 확인할 수 있다. 이에 따라 본 연구는 안정적인 변화율 변수를 사용하여 소파동 분석을 진행하였다.

분석대상 지역은 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 등 16개 지역이며, KB와 KEB로부터 추출한 월별 주택가격지수가 사용된다. 분석기간은 2003년 12월부터 2023년 1월까지로 표본크기는 230개이다.

〈그림 1〉은 각 지역별 주택가격 변화율(%)의 추이를 보여준다. 먼저 〈그림 1〉에 따르면 지역별로 주택가격 상승 및 하락 시기가 차이를 보이고 있다. 특히, 서울, 경기, 인천 등 수도권은 글로벌 금융위기(2007년 8월~2009년 6월) 이전에 높은 상승을 경험한 반면, 부산, 대구 등 지방은 글로벌 금융위기 이후 주택가격이 강하게 상승한 것을 확인할 수 있다. 울산의 경우는 예외적으로 수도권과 지방의 주택가격이 각각 크게 상승한 시기에 모두 급등한 것으로 확인된다. 이와 같이 수도권과 지방 간의 주택가격 상승시기는 차이를 보이고 있다, 하지만 코로나19 시기는 수도권과 지방의 주택가격이 시차를 보이지 않고 동일한 시기에 동시적으로 상승한 것으로 나타났다.

〈그림 1〉을 통해 KB와 KEB 간의 주택가격 변화율을 비교하면, 거의 유사한 변화를 보이는 것으로



〈그림 1〉 KB와 KEB의 지역별 주택가격 변화율(%) 추이

확인된다. 하지만 KEB의 주택가격 변화율은 2010년 이후 그 변동성이 크게 줄어든 것을 확인할 수 있다. 또한 이런 특징은 코로나19 시기 KB국민은행의 주택가격 변화율과 비교하였을 때 더욱 명확히 확인된다. 이런 현상은 KB보다 많은 표본을 수집하는 KEB의 지표 추계방식의 영향으로 이해할 수 있다.³⁾ 또한 이와 같은 변동성 약화 현상은 서울의 주택가격 변화율에서 가장 크게 나타나고 있다. 하지만 전체적인 주택가격의 변화에 대한 흐름을 설명하는데 있어 두 주택가격의 변화율은 큰 차이를 보이지 않는다.

〈표 1〉은 〈그림 1〉에서 확인된 지역별 주택가격에 대한 변화율(%)의 기초통계량을 보여준다. 모든 지역에서 주택가격은 표본기간에서 증가한 것으로 나타나고 있다. 이런 현상은 KB와 KEB의 주택가격지수에서 동일하게 관측되고 있다. 두 주택가격의 변화율에 대한 기초통계량에서 확인되는 차이점은 다음과 같이 정리할 수 있다. 우선, KB의 주택가격 변화율은 서울이 매일 평균 0.32%씩

〈표 1〉 KB와 KEB의 지역별 주택가격 변화율(%)에 대한 기초통계량

지역	KB						KEB					
	평균	최대값	최소값	표준 편차	왜도	첨도	평균	최대값	최소값	표준 편차	왜도	첨도
서울	0.32	4.68	-1.22	0.63	2.16	13.69	0.24	4.48	-1.98	0.64	1.73	13.08
부산	0.23	2.33	-1.16	0.52	1.37	6.48	0.17	3.44	-1.88	0.54	1.11	10.30
대구	0.25	2.33	-1.35	0.51	0.20	4.60	0.19	1.58	-2.59	0.52	-0.89	7.58
인천	0.23	3.17	-2.11	0.70	1.33	6.82	0.24	3.33	-3.25	0.82	0.93	7.27
광주	0.29	2.53	-0.96	0.45	1.82	8.87	0.21	2.50	-1.66	0.42	0.86	10.65
대전	0.24	2.05	-1.61	0.57	0.57	4.73	0.20	2.17	-2.27	0.59	-0.08	5.41
울산	0.26	2.57	-1.15	0.54	1.23	6.59	0.23	2.72	-1.89	0.58	0.48	6.49
경기	0.27	6.64	-2.07	0.80	2.80	20.97	0.24	6.60	-2.93	0.82	2.35	20.95
강원	0.20	2.69	-0.75	0.41	2.06	10.76	0.15	3.00	-0.44	0.37	2.91	19.72
충북	0.21	2.08	-1.46	0.46	0.84	5.68	0.17	1.86	-1.26	0.41	0.87	5.79
충남	0.13	1.63	-1.68	0.39	0.27	5.74	0.10	1.03	-1.48	0.34	-0.06	5.12
전북	0.21	1.53	-0.70	0.38	1.00	3.97	0.17	1.46	-0.94	0.36	0.82	4.88
전남	0.12	1.89	-1.30	0.33	0.79	8.84	0.15	3.16	-1.30	0.39	2.05	18.68
경북	0.15	1.25	-0.96	0.38	0.32	2.87	0.11	0.85	-1.07	0.30	-0.15	3.37
경남	0.18	3.77	-0.84	0.53	2.53	14.97	0.15	5.38	-1.78	0.59	3.78	32.62
제주	0.10	3.29	-4.11	0.64	-1.33	17.52	0.02	2.03	-4.85	0.67	-3.13	23.02

3) 한국부동산원은 2021년 6월 표본규모를 28,360호에서 46,710호로 확대하였다. KB도 2022년 11월 기준 36,300호였던 표본규모를 67,720호로 확대하는 조치를 취한 것으로 확인된다.

증가하며 모든 지역에서 가장 크게 상승한다. KEB의 주택가격 변화율에서 서울은 매월 평균 0.24%씩 상승하며 가장 크게 상승하지만, 서울뿐만 아니라 인천과 경기 등도 이와 동일하게 평균 0.24%씩 매월 상승하였다. 제주의 경우 평균 주택가격 변화율이 KB 기준 0.1%, KEB 기준 0.02%로 관측되며 가장 낮았다. 이처럼 주택가격 변화율의 평균에서는 KEB가 KB보다 다소 낮게 관측되고 지역 간 평균의 편차도 작은 것으로 확인된다.

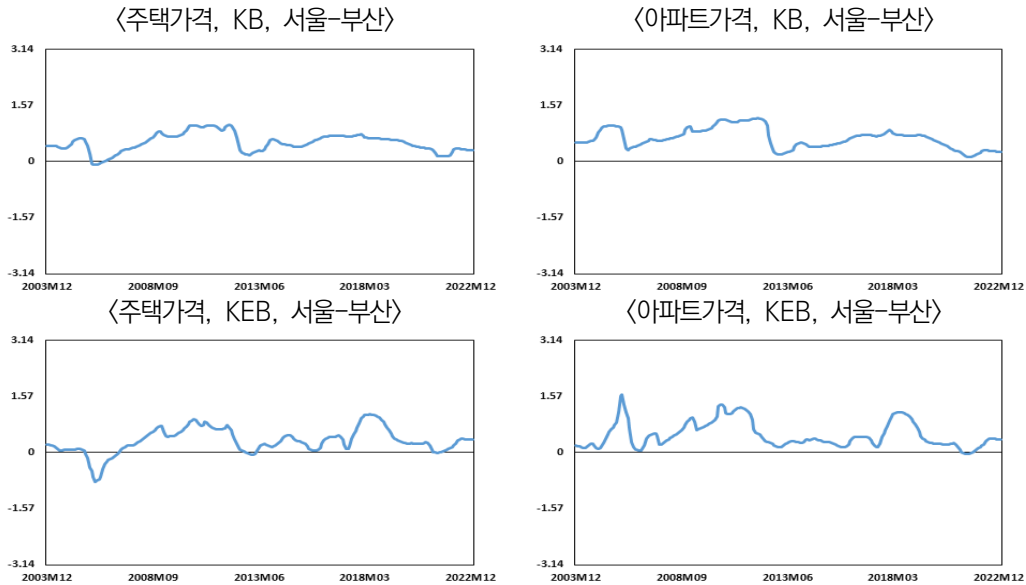
하지만 지역별 표본의 변동성을 보여주는 표준편차나 최대값, 최소값 등에서는 KEB가 KB보다 안정적이거나 낮은 결과를 보이는 지표라고 단정하기는 어렵다.

간략하게 평균 이외의 기초통계량에 대한 두 지표에서 관측되는 결과를 정리한다. 먼저 표준편차를 통해 지역별 주택가격 변화율 중 가장 큰 변동성을 보이는 지역은 KB와 KEB에서 모두 경기로 확인된다. 반면, 변동성이 가장 작고 안정적인 주택가격 변화율을 보이는 지역은 KB 주택가격의 경우는 전남이었지만, KEB 주택가격의 경우 경북으로 확인된다. 최고값이 가장 크게 확인되는 지역은 경기이고 최소값이 가장 작은 지역은 제주로 나타났으며, 이는 KB와 KEB에서 모두 동일하게 관측되었다. 또한 모든 지역의 표본은 첨도가 정규분포인 3보다 큰 것으로 나타났다.

위와 같이 KB와 KEB의 주택가격지수를 통해 얻은 변화율에 대한 기초통계량은 유사하면서도 일부 차이점이 확인된다. 따라서 두 변화율의 차이점으로 인한 분석결과의 차이를 살펴보기 위해 본 연구는 두 변화율을 각각 사용하여 주택가격 간의 지역별 선·후행관계를 소파동 국면전환 방법으로 분석하고자 한다.

2. 소파동 국면전환

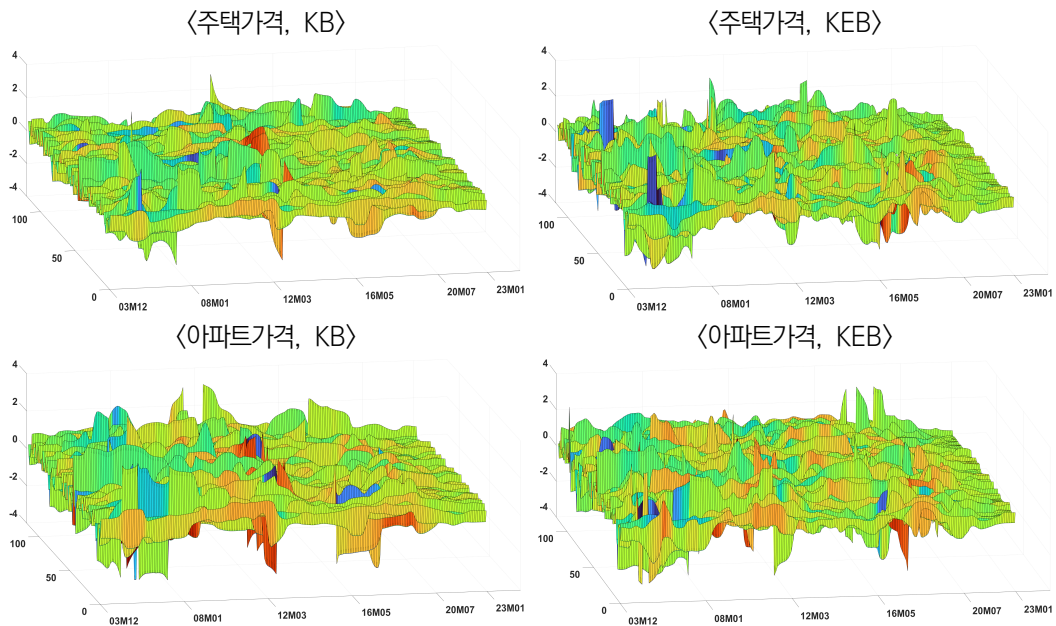
주택가격 변화율을 이용한 소파동 국면전환 분석을 통해 추정된 결과를 살펴보고자 한다. 먼저 <그림 2>는 서울과 부산 간의 소파동 국면전환 분석의 추정결과를 보여주고 있다. 소파동 국면전환 분석은 앞서 설명한 바와 같이 π 에서 $-\pi$ 사이의 값을 갖는다. 따라서 <그림 2>에서 대부분의 결과들이 0과 $\pi/2$ 사이의 값으로 구성되고 있어 앞서 모형설명에서 소개한 내용을 대입하면 시간에 흐름에 따른 전반적인 추정결과에서 서울의 주택 또는 아파트 가격변화가 부산보다 선행하는 결과를 확인할 수 있다. 이처럼 소파동 국면전환 결과는 2변수 간의 추정결과로 확인된다. 따라서 본 연구는 16개 지역을 대상으로 분석하기 때문에 매월 120개의 소파동 국면전환 결과를 얻게 된다. 이렇게 추정된 2변수 간의 추정결과를 토대로 16개 지역에서 나타나는 매월에 대한 주택가격 변화의 선·후행관계를 정렬할 수 있다.⁴⁾



〈그림 2〉 소파동 국면전환(예시)

〈그림 3〉은 2003년 12월부터 2023년 1월까지 16개 지역에서 추정된 120개의 소파동 국면전환 추정결과를 보여주고 있다. 특히, 2007년, 2012년, 2016년, 2018년 등의 전·후에서 소파동 국면전환 추정결과가 급격하게 변화하는 경향이 다수 지역에서 확인된다.⁵⁾ 이를 통해 현실적으로 지역 간의 가격변화에서 나타나는 선·후행관계는 일정하다고 보기 어렵고 시간에 따라 변화할 수 있음을 확인할 수 있다. 이처럼 시간에 따라 확인되는 120개의 소파동 국면전환에 대한 추정결과는 개별적으로 설명하며 16개 지역에 대한 선·후행관계를 살펴보는 것은 불가능에 가깝다. 따라서 본 연구는 ① 230개월에 대한 평균적인 선·후행관계, ② 전국기준(KB) 주택가격의 상승(+), 하락(-)을 구분하고 해당 기간에 대한 평균 선·후행관계, ③ 금리의 상승(+), 하락(-)을 구분하여 각 기간에 대한 평균 선·후행관계를 살펴보고자 한다.⁶⁾ 이와 같은 연구방법은 아파트가격에도

- 4) 선·후행관계를 정렬하는 방법을 좀 더 자세히 설명하면, 먼저 서울과 나머지 15개 지역에 대한 선·후행관계를 파악하고, 다음으로 부산과 14개 지역 간의 선·후행관계를 분석한다. 이와 같은 방식을 반복하면서 마지막으로 경남과 제주 간의 선·후행관계를 살펴봄으로써 230개월(분석기간)에 대한 16개 지역에 대한 2개 지역 간 120개의 선·후행관계 결과를 추정하고 이를 바탕으로 매월에 대한 16개 지역에 대한 주택가격 변화에 있어 지역 간 선·후행관계를 정렬하게 된다. 본 연구에서는 앞서 모형설명에서 제시한 바와 같이 선행, 후행, 동행 등으로 2변수 간의 선·후행관계성을 파악할 수 있다. 따라서 본 연구는 2변수 간의 관계를 파악하는 모형의 특성상 16개 지역에 대한 선·후행관계를 직관적으로 보여주고 결과의 복잡성을 피하기 위해 순차적으로 나열하는 방식을 선택하고 있다.
- 5) 전국기준(KB)으로 주택가격의 변화율이 “상승세에서 하락세” 또는 “하락세에서 상승세”로 급격하게 전환되는 기간에 선·후행관계의 급격한 변화가 발생하는 것으로 관측된다.
- 6) 본 연구에서 이용된 금리는 주택담보대출에 가장 많은 영향을 미치는 CD금리를 사용하였다.



〈그림 3〉 소파동 국면전환(전체)

동일하게 적용된다. 또한 동일한 분석결과에 대한 반복을 줄이기 위해 본 연구는 우선 KB의 주택가격 변화율을 이용해 얻은 추정결과를 중심으로 설명하고 이후 KEB 지표와의 차이점을 비교한다.

1) 주택가격 변화의 지역 간 선·후행 관계

여기서는 〈그림 3〉을 통해 확인되는 16개 지역에 대한 120개의 소파동 국면전환 추정결과를 세부적으로 살펴보고자 한다. 먼저 〈표 2〉를 통해 전국기준(KB)으로 분석표본 중 주택가격 변화율(%)이 가장 저점이었다던 분석표본의 시작인 2003년 12월, 2008년 12월, 분석표본의 마지막인 2023년 1월과 함께 전국기준(KB) 주택가격 상승이 가장 높게 관측된 2006년 11월과 2021년 9월에 대한 지역별 주택가격 변화율 간의 선·후행관계를 살펴본다.⁷⁾ 이를 통해 시간의 흐름에 따라 지역별 주택가격 변화율 간의 선·후행관계가 변화하고 있음을 확인하였다.

7) 이처럼 4개 시점을 선정한 것은 〈그림 3〉의 결과를 모두 보여줄 수 없어 일부 시점을 선정하여 주택가격의 지역 간 선·후행관계가 시변하고 있음을 보이기 위함이다. 이때 2006년 11월과 2021년 9월은 전국기준(KB) 주택가격이 각각 전월보다 3.1%, 1.5% 상승하며 월별 상승률이 가장 높았던 시점이다. 2003년 12월, 2008년 12월, 2023년 1월은 전국기준(KB) 주택가격이 각각 전월대비 0.8%, 0.7%, 1.3% 감소하며 가장 높은 수준의 하락을 기록한 시점들이다.

〈표 2〉 시점별 소파동 국면전환(평균, KB 주택가격)

순서	2003년 12월	2006년 11월	2008년 12월	2021년 9월	2023년 1월
1	서울 ↓(+)	서울 ↓(+)	서울 ↓(+)	서울 ↓(+)	대구 ↓(+)
2	부산 ↓(+)	부산 ↓(+)	부산 ↓(+)	부산 ↓(+)	서울 ↓(+)
3	광주 ↓(+)	대전 ↓(+)	광주 ↓(+)	대전 ↓(+)	경기 ↓(+)
4	대구 ↓(+)	경남 ↓(+)	대구 ↓(+)	대구 ↓(+)	인천 ↓(+)
5	인천 ↓(+)	전북 ↓(+)	경기 ↓(+)	울산 ↓(+)	대전 ↓(+)
6	대전 ↓(+)	강원 ↓(+)	인천 ↓(+)	인천 ↓(+)	전남 ↓(+)
7	경남 ↓(+)	대구 ↓(+)	대전 ↓(+)	경기 ↓(+)	부산 ↓(+)
8	전북 ↓(+)	광주 ↓(+)	전북 ↓(+)	충북 ↓(+)	울산 ↓(+)
9	충북 ↓(+)	울산 ↓(+)	충북 ↓(+)	광주 ↓(+)	경북 ↓(+)
10	강원 ↓(+)	경기 ↓(+)	강원 ↓(+)	제주 ↓(+)	전북 ↓(+)
11	울산 ↓(+)	제주 ↓(+)	경남 ↓(+)	경남 ↓(+)	충남 ↓(+)
12	충남 ↓(+)	인천 ↓(+)	경북 ↓(+)	전북 ↓(+)	충북 ↓(+)
13	경기 ↓(+)	전남 ↓(+)	울산 ↓(+)	전남 ↓(+)	제주 ↓(+)
14	전남 ↓(+)	충북 ↓(+)	제주 ↓(+)	충남 ↓(+)	경남 ↓(+)
15	제주 ↓(+)	충남 ↓(+)	전남 ↓(+)	경북 ↓(+)	광주 ↓(+)
16	경북	경북	충남	강원	강원

우선, 2003년 12월, 2006년 11월, 2008년 12월, 2021년 9월은 “서울 ⇒ 부산”을 시작으로 지역별 주택가격 변화가 파급되는 모습을 보이지만, 2023년 1월의 추정결과와는 이전과 달리 “대구 ⇒ 서울”로 파급경로의 시작이 변경되었다. 이는 지방 주택시장의 변화가 전국적으로 영향을 미치는 원인이 될 수 있음을 보이고 있다. 또한 수도권 간의 직접적 파급경로가 이전과 달리 강화된 것으로 나타났다. 이와 같이 지역별 주택가격 간의 변화는 시간에 따라 변화하고 있어 주택시장의 가격조정과 관련된 정책은 시장변화에 유연하게 대처할 수 있는 형태로 수립될 필요가 있다.

다음으로 <표 3>을 통해 <그림 3>에 대한 전체 평균적인 결과를 살펴보고자 한다. 이때 <표 3>에 표시된 방향성은 두 지역 간의 선·후행관계에서 양(+)의 관계가 우세한지 음(-)의 관계가 우세한지를 보인다. 선행성의 경우 두 지역 간 선·후행관계가 지속적으로 유지되는지 아니면 변화하는지를 보여준다. 이때 방향성, 선행성은 빈도를 기반으로 계산된 지표이다. 즉, 230개 추정결과를 기반으로 방향성은 양(+)의 관계가 230번 관측되면 1, 선행성은 앞선 지역이 다음 지역을 230번 선행하는 경우 1로 나타나며, 이보다 작을 경우 1보다 작은 값을 갖게 된다.

<표 3> 소파동 국면전환(평균, KB 주택가격)

순서	평균	방향성	선행성
1	서울 ↓		
2	부산 ↓	1.00	0.97
3	대구 ↓	1.00	0.86
4	인천 ↓	0.87	0.87
5	대전 ↓	0.95	0.70
6	광주 ↓	1.00	1.00
7	울산 ↓	1.00	0.67
8	경기 ↓	1.00	0.50
9	경남 ↓	1.00	0.86
10	전북 ↓	1.00	0.73

〈표 3〉 계속

순서	평균	방향성	선행성
11	충북 ↓	1.00	0.64
12	전남 ↓	0.98	0.70
13	충남 ↓	0.90	0.70
14	강원 ↓	1.00	0.57
15	경북 ↓	1.00	0.53
16	제주	1.00	0.53

이를 기초하여 〈표 3〉에서 2003년 12월부터 2023년 1월(230개월)을 통해 확인되는 평균적인 지역별 주택가격 변화율 간의 선·후행관계는 서울이 가장 선행하는 지역으로 나타나고 있으며, 제주가 가장 후행하는 지역으로 확인된다. 또한 이런 주택가격 변화 간의 선·후행관계에 대한 방향성 결과가 대부분 1에 가깝게 나타나면서 지역별 주택가격의 변화에 있어 안정적인 양(+)의 관계를 유지하고 있는 것으로 볼 수 있다. 다만, 선행성에 있어서는 대전에서 광주로 나타나는 선행관계를 빼면 시기에 따라 수시로 선·후행관계가 변화할 수 있음을 확인하였다.

추가로 〈표 3〉에서 확인되는 지역별 주택가격 변화율 간의 선·후행관계에서 서울 및 광역시에서 지역으로 파급되는 경향이 강하게 나타나고 있으며, 서울과 지리적 인접성이 선·후행관계를 통한 파급경로 결정에 크게 작용한다고 보기 어렵다.

다음으로 〈표 4〉를 통해 전국기준(KB) 주택가격 상승(+)과 하락(-) 시기에 나타나는 지역별 주택가격 변화율 간의 평균적 선·후행관계를 살펴본다. 우선, “서울 ⇒ 부산 ⇒ 대구 ⇒ 인천 ⇒ 대전” 순으로 나타나는 선·후행관계는 주택가격 상승(+)과 하락(-) 시기에도 일정하게 유지되는 것을 확인할 수 있다. 광주와 울산의 경우는 주택가격 상승에는 빠르게 영향을 받는 경향을 보이지만 주택가격 하락에는 다소 천천히 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면, 경남과 전북의 경우는 전국 주택가격이 상승할 때보다 하락할 경우 더 빠르게 영향을 받는 것으로 나타났다. 이를 통해 전국기준(KB)으로 주택시장이 상승(+)하는가 또는 하락(-)하는가에 따라 지역별 주택가격 변화에서 선·후행관계가 달리 나타날 수 있음을 확인할 수 있다. 하지만 “서울 ⇒ 부산 ⇒ 대구 ⇒ 인천 ⇒ 대전” 순으로 나타나는 파급경로는 주택시장의 가격 상승(+) 또는 하락(-)과 관계없이 일정하게 유지되고 있다.

〈표 4〉 주택가격 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KB 주택가격)

순서	주택가격 상승	방향성	선행성	주택가격 하락	방향성	선행성
1	서울 ↓			서울 ↓		
2	부산 ↓	1.00	0.96	부산 ↓	1.00	1.00
3	대구 ↓	1.00	0.85	대구 ↓	1.00	0.87
4	인천 ↓	0.92	0.92	인천 ↓	0.66	0.66
5	대전 ↓	0.99	0.72	대전 ↓	0.77	0.66
6	광주 ↓	1.00	1.00	경남 ↓	1.00	0.96
7	울산 ↓	1.00	0.67	전북 ↓	1.00	0.57
8	경기 ↓	1.00	0.52	충북 ↓	1.00	0.64
9	경남 ↓	1.00	0.91	경기 ↓	0.96	0.51
10	전북 ↓	1.00	0.77	전남 ↓	1.00	1.00
11	충북 ↓	1.00	0.64	광주 ↓	1.00	0.81
12	전남 ↓	0.97	0.69	충남 ↓	1.00	0.60
13	충남 ↓	0.91	0.72	강원 ↓	1.00	0.77
14	경북 ↓	1.00	0.51	울산 ↓	1.00	0.70
15	제주 ↓	1.00	0.51	경북 ↓	1.00	0.87
16	강원	1.00	0.73	제주	1.00	0.60

즉, 서울 및 광역시 간의 주택가격 변화에서 높은 연관성이 존재한다고 볼 수 있다.

한편, <표 4>에서 확인되는 “대구 ⇒ 인천”과 “인천 ⇒ 대전”의 방향성 결과를 통해 서울과 지방 간의 가격변화에 대한 동조성에 중요한 역할을 할 것으로 보인다. 이런 결과로부터 주택가격 상승(+)은 서울과 지방 간 주택가격 변화에 대한 동조화 현상을 강화할 수 있는 확률이 크지만, 주택가격 하락(-)은 서울과 지방 간의 주택가격 변화에서 탈동조화 현상을 발생시킬 가능성이 높다는 점을 확인할 수 있다.

<표 5>를 통해 금리 상승(+)과 하락(-)으로 구분하여 해당 기간에 대한 지역별 주택가격 간의 선·후행관계를 살펴보았다. 우선 금리 변화로 인해 가장 빠르게 반응하고 연계성이 높은 지역은 서울, 광역시, 수도권 등으로 볼 수 있다. 즉, 상대적으로 지방의 경우 금리변화에 다소 둔감한 경향 또는 느리게 반응하는 경향을 보이는 것으로 해석할 수 있다.

이와 같이 살펴본 지역별 주택가격의 변화에 대한 선·후행관계를 간략하게 정리하면 다음과 같다. 먼저 서울 ⇒ 광역시 ⇒ 지방 순으로 주택가격의 변화에 대한 선·후행관계가 형성되고 있다. 이런 선·후행관계는 대부분 강한 양(+)의 관계를 보인다. 한편, 지역별 주택가격 변화 간의 선·후행관계가 고정되기보다 시간에 따라 변화한다고 보는 것이 일반적임을 보이고 있다. 또한 주택시장 또는 금리의 상승(+)과 하락(-)에 따라 지역별 주택가격의 변화 간의 선·후행관계는 변화할 수 있다고 보았다.

<표 5> 금리 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KB 주택가격)

순서	금리상승	방향성	선행성	금리하락	방향성	선행성
1	서울 ↓			서울 ↓		
2	부산 ↓	1.00	0.92	부산 ↓	1.00	1.00
3	대구 ↓	1.00	0.81	대구 ↓	1.00	0.86
4	인천 ↓	0.93	0.93	경기 ↓	1.00	0.98
5	대전 ↓	0.99	0.53	광주 ↓	1.00	0.72
6	광주 ↓	1.00	1.00	인천 ↓	0.85	0.51
7	울산 ↓	1.00	0.64	대전 ↓	0.89	0.69
8	경기 ↓	1.00	0.60	경남 ↓	1.00	0.85

〈표 5〉 계속

순서	금리상승	방향성	선행성	금리하락	방향성	선행성
9	제주 ↓	1.00	0.81	전북 ↓	1.00	0.68
10	경남 ↓	0.99	0.66	충북 ↓	1.00	0.72
11	전북 ↓	1.00	0.70	전남 ↓	0.98	0.71
12	충북 ↓	1.00	0.57	강원 ↓	1.00	0.81
13	전남 ↓	0.97	0.75	울산 ↓	1.00	0.72
14	충남 ↓	0.86	0.67	경북 ↓	1.00	0.75
15	강원 ↓	1.00	0.60	제주 ↓	1.00	0.61
16	경북	1.00	0.59	충남	0.94	0.55

2) 아파트 가격변화의 지역 간 선·후행 관계

앞서 진행된 주택가격에 대한 소파동 국면전환 분석을 16개 지역 아파트가격에도 동일하게 적용하여 진행한 결과를 〈표 6〉-〈표 9〉를 통해 살펴보고자 한다.

우선 〈표 6〉을 통해 2003년 12월, 2006년 11월, 2008년 12월, 2021년 9월, 2023년 1월의 소파동 국면전환 추정결과로 도출한 지역별 아파트가격 변화 간의 선·후행관계를 살펴본다. 2003년 12월, 2008년 12월, 2021년 9월 등의 결과에서 최초 선·후행관계는 “서울 ⇒ 부산”으로 형성되고 있다. 반면, 2023년 1월은 “서울 ⇒ 대구”로 변화하였으며, “서울 ⇒ 대구 ⇒ 경기 ⇒ 인천”으로 선·후행관계가 형성되면서 이전 기간보다 수도권 간의 연계성이 강화된 것으로 나타났다. 특히, 부산의 경우 2023년 1월 이전 서울 아파트가격 변화를 직접 받는 지역으로 관측되었지만 2023년 1월 결과에서는 7번째로 순서가 조정되었다. 또한 2006년 11월 전국기준(KB) 주택가격이 분석기간 가장 높은 상승을 보였던 시기에 “대전 ⇒ 서울 ⇒ 부산 ⇒ …”으로 파급경로가 변경된 것을 확인할 수 있다. 이는 세종시가 확정되고 공공기관 지방이전에 따른 혁신도시건설 등이 본격화되면서 세종시가 위치한

〈표 6〉 시점별 소파동 국면전환(평균, KB 주택가격)

순서	2003년 12월	2006년 11월	2008년 12월	2021년 9월	2023년 1월
1	서울 ↓(+)	대전 ↓(+)	서울 ↓(+)	서울 ↓(+)	서울 ↓(+)
2	부산 ↓(+)	서울 ↓(+)	부산 ↓(+)	부산 ↓(+)	대구 ↓(+)
3	충북 ↓(+)	부산 ↓(+)	충북 ↓(+)	대전 ↓(+)	경기 ↓(+)
4	대구 ↓(+)	경남 ↓(+)	대구 ↓(+)	대구 ↓(+)	인천 ↓(+)
5	인천 ↓(+)	대구 ↓(+)	경북 ↓(+)	울산 ↓(+)	전남 ↓(+)
6	대전 ↓(+)	광주 ↓(+)	경기 ↓(+)	경기 ↓(+)	대전 ↓(+)
7	경남 ↓(+)	전북 ↓(+)	인천 ↓(+)	인천 ↓(+)	부산 ↓(+)
8	광주 ↓(+)	울산 ↓(+)	대전 ↓(+)	전남 ↓(+)	울산 ↓(+)
9	충남 ↓(+)	경기 ↓(-)	경남 ↓(+)	경남 ↓(+)	경북 ↓(+)
10	울산 ↓(+)	강원 ↓(-)	광주 ↓(+)	경북 ↓(+)	전북 ↓(+)
11	경기 ↓(-)	인천 ↓(-)	전북 ↓(+)	충북 ↓(+)	충남 ↓(+)
12	강원 ↓(+)	충북 ↓(+)	강원 ↓(+)	전북 ↓(+)	충북 ↓(+)
13	전북 ↓(+)	전남 ↓(+)	울산 ↓(+)	충남 ↓(+)	광주 ↓(+)
14	전남 ↓(+)	충남 ↓(+)	전남 ↓(+)	광주 ↓(+)	제주 ↓(+)
15	제주 ↓(+)	경북 ↓(+)	제주 ↓(+)	제주 ↓(+)	경남 ↓(+)
16	경북	제주	충남	강원	강원

대전의 주택가격 변화가 전국적으로 파급효과를 보였음을 의미한다고 볼 수 있다. 이와 함께 혁신도시 선정에서 배제된 경기와 인천은 다른 지역의 주택가격 변화와 반대 방향으로 움직이고 있음을 확인된다. 이와 반대로 서울은 다른 지역과 동일하게 주택시장이 같은 방향으로 움직이는 것으로 확인된다. 이는 공공기관의 지방 이전이 원래 목적인 서울 주택가격의 안정화를 도모하기보다 공공기관이 이전되는 지방과 함께 서울의 아파트가격도 끌어올리는 역할을 한 것이라 볼 수 있다. 또한 이런 <표 6>에서 관측되는 2006년 11월 시점에 대한 아파트가격의 지역 간 파급경로 변화가 <표 2>의 주택가격 결과에서는 관측되지 않는 것은 지방의 경우 혁신도시 및 행정복합도시, 서울의 경우 강북재개발, 강남재건축 등 이슈로 아파트 중심의 공급과 수요가 활발해졌기 때문이라고 풀이할 수 있다. 결과적으로 2006년 11월 시점의 결과만을 보면 정책의 결과가 정책목표를 벗어난 주택시장을 교란하는 효과로 나타났다고 볼 수 있을 것이다.

다음으로 <표 7>을 통해 <그림 3>의 16개 지역에 대한 아파트가격의 소파동 국면전환 평균결과를 살펴본다. 이때 “서울 ⇒ 부산 ⇒ 대구 ⇒ 경기 ⇒ 인천 ⇒ …” 순으로 16개 지역에 대한 아파트가격 변화의 선 · 후행관계가 형성되면서, <표 3>과 달리 수도권 간의 연계성이 높은 것으로 나타났다. 또한 아파트가격 변화에 대한 선 · 후행관계도 방향성 결과가 대부분 1로 나타나면서 역시 양(+의 관계가

<표 7> 소파동 국면전환(평균, KB, 아파트가격)

순서	평균	방향성	선행성
1	서울 ↓		
2	부산 ↓	1.00	1.00
3	대구 ↓	1.00	0.87
4	경기 ↓	1.00	0.98
5	인천 ↓	1.00	1.00
6	대전 ↓	0.98	0.51
7	경남 ↓	1.00	0.93
8	충북 ↓	1.00	0.88

〈표 7〉 계속

순서	평균	방향성	선행성
9	전북 ↓	1.00	0.66
10	전남 ↓	1.00	0.55
11	광주 ↓	1.00	0.63
12	강원 ↓	1.00	0.84
13	울산 ↓	1.00	0.67
14	경북 ↓	1.00	0.78
15	충남 ↓	1.00	0.66
16	제주	1.00	0.61

강하게 유지되는 것으로 확인된다. 반면, 선행성 결과는 “서울 ⇒ 부산”, “경기 ⇒ 인천”에서만 1로 나타나고 있어 평균적인 선·후행관계가 시간에 따라 전반적으로 변화할 수 있음을 보여주고 있다.

〈표 8〉을 통해 전국기준(KB) 아파트가격 상승(+)과 하락(-) 시기에 나타나는 평균적인 아파트가격 변화 간의 선·후행관계를 살펴보면, 아파트가격 상승(+)과 하락(-)에 따라 다른 형태의 지역별 아파트가격 변화에 대한 선·후행관계가 다르게 형성되는 것으로 나타났다. 하지만 아파트가격 상승(+)과 하락(-)에서 공통적으로 서울, 광역시, 수도권은 강한 연계성을 구축하고 있음을 확인할 수 있다. 16개 지역 중 대전의 경우 아파트시장에서 가격이 상승세일 경우 파급경로에서 순위가 급격하게 상향되는 반면, 가격이 하락세를 보이면 파급경로에서 순위가 낮아지는 경향을 보인다.

〈표 9〉에서 금리 상승(+)과 하락(-)에 따라 나타나는 지역별 아파트가격 변화 간의 선·후행관계를 살펴보면 금리변화로 아파트가격 변화 간의 선·후행관계가 구축되는 경우 파급경로에서 상위 순위로 구성되는 지역이 주로 서울과 광역시인 것으로 확인된다. 또한 금리가 하락(-)할 경우 금리가 상승(+)할 때보다 서울, 인천, 경기 등 수도권의 연계성이 강화되는 것으로 나타났다. 다만, 울산의 경우 금리 상승(+)할 때 선·후행관계에서 상위에 위치하는 반면, 금리 하락(-)에서는 하위에 위치하는 결과를 보여준다. 이를 통해 수도권 및 광역시보다 지방의 경우 금리변화에 둔감한 것으로 파악된다.

〈표 8〉 아파트가격 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KB, 아파트가격)

순서	아파트 가격 상승	방향성	선행성	아파트 가격 하락	방향성	선행성
1	서울 ↓			서울 ↓		
2	대전 ↓	1.00	0.88	부산 ↓	1.00	1.00
3	부산 ↓	1.00	0.60	대구 ↓	1.00	0.87
4	대구 ↓	1.00	0.86	경기 ↓	1.00	1.00
5	경기 ↓	1.00	0.97	울산 ↓	1.00	0.60
6	인천 ↓	1.00	1.00	인천 ↓	0.91	0.60
7	경남 ↓	1.00	0.85	대전 ↓	0.91	0.57
8	충북 ↓	1.00	0.84	경남 ↓	1.00	0.83
9	전북 ↓	1.00	0.71	충북 ↓	1.00	1.00
10	전남 ↓	1.00	0.53	전북 ↓	1.00	0.51
11	광주 ↓	1.00	0.66	전남 ↓	1.00	0.60
12	강원 ↓	1.00	0.85	광주 ↓	1.00	0.55
13	울산 ↓	1.00	0.66	충남 ↓	1.00	0.57
14	경북 ↓	1.00	0.75	강원 ↓	1.00	0.58
15	충남 ↓	1.00	0.64	경북 ↓	1.00	0.70
16	제주	1.00	0.60	제주	1.00	0.62

〈표 9〉 금리 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KB, 아파트가격)

순서	금리상승	방향성	선행성	금리하락	방향성	선행성
1	서울 ↓			서울 ↓		
2	대전 ↓	1.00	0.80	부산 ↓	1.00	1.00
3	부산 ↓	1.00	0.75	대구 ↓	1.00	0.88
4	대구 ↓	1.00	0.81	경기 ↓	1.00	0.99
5	인천 ↓	0.98	0.98	인천 ↓	1.00	1.00
6	광주 ↓	0.97	0.66	대전 ↓	0.96	0.57
7	울산 ↓	1.00	0.61	경남 ↓	1.00	0.91
8	경기 ↓	1.00	0.61	충북 ↓	1.00	0.88
9	경남 ↓	1.00	0.80	전북 ↓	1.00	0.71
10	충북 ↓	1.00	0.86	전남 ↓	1.00	0.54
11	전북 ↓	1.00	0.66	광주 ↓	1.00	0.68
12	전남 ↓	1.00	0.51	강원 ↓	1.00	0.80
13	충남 ↓	1.00	0.63	울산 ↓	1.00	0.71
14	강원 ↓	1.00	0.55	경북 ↓	1.00	0.77
15	경북 ↓	1.00	0.60	충남 ↓	1.00	0.71
16	제주	0.95	0.72	제주	1.00	0.54

이와 같은 분석결과들을 종합해보면, 아파트가격 변화의 시발점은 서울일 가능성이 높다. 또한 서울, 수도권, 광역시 등이 선행하여 국내 아파트가격 변화를 이끌었을 가능성이 높다. 아파트시장에서 가격변화 및 금리변화가 상승(+)인지 하락(-)인지에 따라 지역별 아파트가격 변화의 파급경로가 달라질 수 있다. 시간에 따라 확인되는 지역별 아파트가격 변화 간의 선·후행관계는 변화할 수 있다. 또한 지역별 문제를 고려하지 않고 비정상적 대규모 주택정책을 실시할 경우 오히려 주택시장의 파급경로를 왜곡하고 주택시장 안정성을 저해할 수 있음을 확인하였다. 따라서 주택 및 아파트시장을 획일적인 관계로 가정하고 거시경제 변화를 고려하지 않거나 시장기능을 방해하는 방식으로 가격 및 수급 등을 조정하는 정책을 사용하게 되면 정책목적과 달리 오히려 주택시장이 비효율적으로 운영될 가능성이 높다.

3) KB와 KEB의 추정결과 비교

다음으로 KEB 자료를 이용한 소파동 국면전환 분석결과와 KB 자료를 이용한 소파동 국면전환 분석결과를 비교하고자 한다. 본 장에서는 동일한 내용의 중복을 피하고 지면을 절약하는 측면에서 KEB의 주택가격 및 아파트가격을 이용한 추정결과는 부록 2와 부록 3에 수록하며, 두 지표에서 나타나는 결과 간의 공통점 및 차이점을 서술한다.

우선, 주택가격 변화에 대한 지역 간의 선·후행관계를 살펴보면 KB와 KEB 지표에서 서울의 중요성은 동일하게 관측된다. 반면, KEB 지표의 경우는 지방 주택가격의 선행하는 영향력이 KB 지표를 활용하는 경우보다 다소 높게 관측되는 경향을 보인다. 또한 KEB 지표의 경우 KB와 달리 2023년 1월 기준 수도권 간의 강한 연계성을 확인할 수 없다는 차이점이 있다. 이런 내용에 대한 분석결과는 부록 2를 통해 확인할 수 있다.⁸⁾

〈그림 3〉을 통해 확인되는 KEB 주택가격 기준 소파동 국면전환 분석의 전체 추정결과에 대한 평균 결과를 살펴보면, KB 지표의 결과와 유사하게 서울 및 광역시에서 주택가격의 선행성이 강하게 나타나고 있다. KB 지표의 결과의 경우 “서울 ⇒ 부산”이 강조되는 반면, KEB 지표의 경우 “서울 ⇒ 대전”이 강조되는 결과를 확인할 수 있다. 또한 가격이 급격하게 상승했던 2006년 11월, 2021년 9월 등의 경우 KB 지표의 결과와 달리 지방의 가격변화가 서울보다 선행하는 것으로 나타났다. 분석기간 중 전국기준(KB) 주택가격이 가장 크게 하락한 2023년 1월에는 주택가격 변화의 시작 지점으로 대구를 공통적으로 지목하는 결과를 얻었다.

주택가격 상승(+)과 하락(-) 시기에 따른 지역별 주택가격 변화의 선·후행관계에 있어서 가격상승(+)에서는 KB와 KEB 지표의 결과는 큰 차이가 없는 반면, 가격하락(-)에서는 다소 차이가

8) <표 2>~<표 5>는 부록 2의 <부록 표 2>~<부록 표 5>와 비교한 결과이다.

나타나고 있다. 하지만 서울, 광역시 등이 주택가격 변화 간의 주도하는 선행지표로서 역할을 수행하는 것은 동일하게 나타나고 있다.

금리 상승(+)과 하락(-)에 따른 KEB 지표 기준 지역별 주택가격 변화의 선·후행관계에서 금리 상승(+)에 따라 나타나는 지역별 주택가격 변화의 선·후행관계는 KB와 크게 다르지 않지만, 금리 하락(-)에서는 선·후행관계가 차별성이 커지는 것을 확인할 수 있다.

이를 통해 주택가격 변화에 대한 지역의 선·후행관계를 분석함에 있어 KB와 KEB 지표의 공통점은 서울이 중요한 지표로 작용한다는 점이며, 또한 서울, 광역시 등이 선·후행관계에서 선행하는 요인으로 작용할 가능성이 크다는 결과를 보여주는 점이라고 볼 수 있다. 차이점으로는 KB의 경우 부산의 중요성이 부각되는 반면, KEB는 대전, 충북 등의 중요성이 강조되는 결과를 얻게 된다. 또한 KEB 지표의 경우 KB에 비해 지방의 영향력이 다소 높아지는 측면이 있음을 확인할 수 있다.

다음으로 아파트가격에 대한 지역별 선·후행관계 분석에 있어 KB와 KEB 지표 간의 공통점과 차이점을 살펴보고자 한다. 여기서 관련된 KEB 지표의 추정결과는 부록 3을 통해 확인할 수 있다. 우선, <표 6>과 같이 KEB 아파트가격을 통해 추정되는 2003년 12월, 2006년 11월, 2008년 12월, 2021년 9월, 2023년 1월의 소파동 국면전환 결과로부터 얻어지는 아파트가격 변화 간의 지역 선·후행관계를 비교해보면, KB 지표에 비해 KEB 지표에서 확인되는 서울 아파트가격 변화의 중요성이 떨어지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 2021년 9월, 2023년 1월의 결과는 KB 지표를 활용한 결과와 큰 차이를 보이고 있다.⁹⁾

반면 230개월에 대한 전체 소파동 국면전환 추정결과에 대한 평균에서는 <표 7>에서 확인되는 KB의 추정결과와 유사한 결과를 보여주고 있다. 다만, KB 지표와 달리 대전 지역의 중요성이 강조된다는 차이점을 보이고 있다. KB 지표의 결과에서는 수도권의 연계성에 대한 중요도가 확인되지만, KEB 지표의 결과에서는 이런 정보가 나타나지 않는다.

<표 8>의 KB 결과와 전국기준(KB) 아파트가격 상승(+)과 하락(-)에 따라 구축되는 KEB 아파트가격 변화 간의 지역 선·후행관계도 유사하게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 다만, 이 결과에서도 아파트가격 상승(+)에서 대전의 아파트가격 변화가 중요한 선행지표로 분류되는 것으로 나타났다.

금리 상승(+)과 하락(-)에 따라 나타나는 지역별 아파트가격 변화 간의 선·후행관계에서 KEB 지표를 이용하는 경우 <표 9>의 KB 지표 결과와 유사하게 나타나는 것으로 확인된다. 다만, 금리 하락(-)으로 나타나는 지역 아파트가격 변화 간의 선·후행관계에서 변화의 시작점이 서울인 KB와 달리 KEB는 대전이라는 차이점이 있다.

이와 같이 KEB 주택가격 및 아파트가격을 이용한 소파동 국면전환 분석결과는 <표 2>부터 <표 9>를 통해 확인되는 KB 지표의 추정결과와 공통점과 차이점이 확인된다. 공통점은 선행지표들이

9) <표 6>~<표 9>는 부록 3의 <부록 표 6>~<부록 표 9>와 비교한 결과이다.

서울, 광역시 지표라는 점을 이야기할 수 있다. 반면, KEB 지표를 이용한 결과는 지방의 선행력이 KB와 비교하면 강하게 나타나는 점을 들 수 있다. 또한 KB 지표의 경우는 서울과 부산 간의 관계가 중요하게 나타나지만, KEB 지표의 경우 서울과 대전 간의 관계가 중요하게 나타나고 있다.

이런 KB와 KEB 주택가격 지표에서 나타나는 결과의 차이는 표본의 수, 지역선정, 통계조사방법, 통계조사자 등의 차이로 발생한다고 볼 수 있다. 특히, 통계조사방법의 경우 KB 지표는 표본지역의 부동산중개업소에서 산정하여 온라인 상에 입력하는 방식이며, KEB 지표는 직원으로 구성된 전문조사자가 직접 가격을 산정하는 방식이 가장 큰 차이점이라고 볼 수 있다. 이에 따라 KB 지표는 중개업소, KEB 지표는 전문조사원의 임의적 주관이 지표에 영향을 준다는 문제점이 지적되고 있다. 이런 외부의 시각에 대한 지적에 대해 KB와 KEB는 모니터링 강화를 통해 지표의 공신력을 높이기 위해 노력하고 있음을 강조하고 있다.

이와 더불어 표본규모, 표본구성의 차이가 두 지표가 보여주는 결과의 차이라고 지적하는 시각도 존재한다. 2020년 통계청으로부터 표본 수 확대와 표본 재설계 등을 권고받은 후 2021년 6월부터 발표되는 KEB 지표가 KB 지표와 유사한 결과를 보여준다고 평가하는 시각도 있다. 이와 더불어 2022년 11월 KB 지표도 표본규모를 확대하면서 KEB 지표와의 차별성을 보이기 위한 노력을 지속하고 있다. 또한 KB 지표는 240개 시구군을 대상으로 표본구성을 하고 있는 반면, KEB 지표는 260개 시구군을 대상으로 표본구성을 하고 있다. 이런 표본구성의 차이는 KEB 지표가 KB 지표보다 더 많은 지역의 정보를 이용하고 있어 특정지역에 표본이 집중되는 문제점을 다소 보완하고 있다고 볼 수 있다. 2021년 7월 이전 기준으로 KB 지표는 수도권 표본의 비중이 높은 반면, KEB 지표는 지방 표본의 비중이 높았다. 하지만 KB 지표는 2022년 11월 표본구성을 재조정하면서 지방 비중이 수도권보다 높아진 것으로 확인된다.¹⁰⁾

따라서 본 연구에서 2022년 11월 이전까지 KB 지표를 활용한 결과에서 서울을 중심으로 주택가격 파급효과가 형성된 것은 이와 같은 이유가 반영된 것으로 볼 수 있으며, 이와 같은 맥락에서 KEB 지표를 활용한 결과에서 지방을 중심으로 주택가격 변화에 대한 지역 간 파급효과가 형성된 것으로 설명할 수 있다고 판단된다. 또한 2023년 1월 시점에서 확인되는 KB 지표의 대구를 시작점으로 지역 간 주택시장 가격변화의 파급경로가 형성된 부분도 KB 지표의 표본 중 지방에 대한 비중이 높아짐에 따라 나타난 현상으로도 생각해 볼 수 있다.¹¹⁾

10) KEB의 경우 2021년 7월 표본구성을 재설계하면서 지역별 표본구성에 대한 내용은 공표하지 않고 있어 2021년 7월 이전 공표된 통계를 고려하였다. 이때 전체표본은 28,360호이며, 이 중 수도권은 13,833호, 지방은 14,527호이다. 또한 같은 시기 KB는 전체표본이 36,300호이며, 수도권은 18,158호, 지방은 18,142호로 확인된다. KB는 2022년 11월 표본구성을 재조정하면서, 전체표본은 67,720호, 수도권 33,008호, 지방 34,712호로 구성하면서 종전보다 지방 주택시장의 정보를 수도권보다 많이 포함하는 형태를 보이고 있다.

이처럼 KB 지표와 KEB 지표는 모두 장·단점을 가지고 있는 지표이며, 단일 지표의 결과를 맹신할 수 없다는 점을 확인할 수 있다.

V. 정책적 시사점

주택시장에서 주요 관심은 주택가격 변화에 대한 요인을 찾고 분석하는 것이라고 볼 수 있다. 지역별 주택가격 간의 관계성을 파악하는 연구는 주요 관심에서 벗어나 있지만, 주택가격의 변화에 따른 파급경로를 파악하고 이런 변화들의 지속성이나 방향성을 파악함으로써 정책입안자들이 주택정책을 시작할 지역, 종류 등에 대해 합리적으로 선택할 수 있는 근거들을 얻을 수 있다고 판단된다.

한편, 이근영(2021)은 KB와 KEB의 지표가 표본작성 방식에 차이가 있고 연구별로 필요에 따라 선택되고 있으며, 이에 따라 확인되는 정책효과도 다르게 분석된다고 지적하고 있다. 또한 이근영(2021)은 각 지표가 장·단점을 보유하고 있어 어느 한 특정 지표를 이용한 분석이 분명하게 정확하다고 말하기 어렵다는 사실도 함께 지적하고 있다. 이에 따라 본 연구는 두 지표에 대한 분석을 함께 진행함으로써 두 지표가 갖는 장·단점을 보완하고자 하였다.

본 연구의 실증분석결과를 토대로 확인되는 중요한 결과들은 다음과 같다. ① “서울 ⇒ 광역시 ⇒ 지방”이라는 순으로 일반적인 주택가격의 파급경로가 형성된다. ② 시점별로 주택가격 변화의 지역 간 파급경로가 달라질 수 있다. ③ 주택가격 상승(+) 또는 하락(-), 금리 상승(+) 또는 하락(-)에 따라 파급경로가 변경될 수 있다.

①과 같은 결과를 몇 가지 이유를 통해 살펴보면, 첫째 대부분 주택가격 정보가 서울 및 광역시에 집중되고 가중치도 높게 잡고 있어서 지방의 주택가격 변화를 빠르게 잡아내지 못하는 것이 아닌가 하는 의문을 제기할 수 있다. 다음으로는 서울과 광역시의 주택시장이 지방보다 상대적으로 투자시장으로 전환이 이루어져 있기 때문에 나타난 결과로 볼 수 있다. 이에 따라 주택가격 정보에 대한 표본 수집에 있어 가중치가 적절히 배분될 필요가 있다. 또한 주택가격 정보 수집에 있어 가이드라인이 정책적으로 명확하게 설정되거나 외부 감독이 필요해 보인다. 만약 표본 수의 문제가 아니라면 “서울 ⇒ 광역시 ⇒ 지방”으로 확인되는 파급경로를 활용하여 주택가격 안정화를 위해 서울 및 광역시에 대한 정책이 우선 활용될 필요가 있다. 하지만 단순히 가격을 상승시킬 목적으로 정책을 사용할 경우 “서울 ⇒ 광역시 ⇒ 지방”으로 이어지는 파급경로의 파급효과에 대한 사전분석이 필요해 보인다.¹²⁾ 파급효과의 크기를 고려하지 못할 경우 오히려 서울, 광역시, 지방 간의 가격 불균형을 조장할

11) 다만, 해당 기간이 전국기준(KB)으로 주택가격이 하락하는 시점이라 주택가격 하락으로 인해 발생한 결과일 수도 있다는 점을 고려할 필요가 있다.

수 있는 정책이 될 수 있기 때문이다. 또한 시점별 분석 중 2023년 1월 결과는 대구의 미분양 사태가 단순히 지역적 문제가 아님을 보여준다. 따라서 주택시장에서 급작스러운 가격변화가 파급되는 것을 막으려면 문제가 발생되기 이전에 전국적인 주택시장의 현황을 정책적으로 세밀하게 모니터링할 필요가 있다고 판단된다. 즉, 지방의 주택시장 변화가 단순히 국지적인 문제가 아닌 나비효과와 같이 우리나라 전체 주택시장으로 파급될 수 있기에 지역 주택시장의 목소리를 경청할 필요가 있다.

이와 더불어 혁신도시, 행정수도 등으로 추진된 전국단위의 주택시장 개발이 진행되었던 2006년 11월 시점에는 전국기준 주택가격이 급격히 상승하였지만 일부 지역에서는 감소하는 현상이 확인된다. 이를 통해 이런 전국단위 주택시장 개발은 오히려 주택시장의 가격 흐름을 왜곡시킬 수 있고 지역 간의 주택가격 불균형을 조장할 가능성이 있음을 확인할 수 있다. 반면, 또 다른 주택가격 급상승 시점인 2021년 9월의 경우는 모든 지역이 동일한 양(+)의 관계를 갖는 가격변화의 파급효과가 형성되는 것을 확인할 수 있다. 두 시점 모두 주택가격 안정화 정책이 시행되고 있었다. 하지만 2006년 11월의 주택시장은 대규모 투자가 조성된 시점이지만 2021년 9월은 대규모 투자가 없었던 시점이다. 또한 CD금리 기준 2006년 11월은 4.6%, 2021년 9월은 0.98%로 금리차가 상당한 것을 확인할 수 있다. 즉, 지역 간 주택가격 파급경로에 있어 2021년 9월에서 확인되는 모든 지역의 양(+)의 관계는 낮은 금리로 인한 결과라고 볼 수 있다. 즉, 원하는 지역에 대한 주택가격 조정을 위해서는 정책과 함께 적절한 수준의 금리가 수반되어야 한다는 반증으로 볼 수 있을 것이다.

따라서 주택시장에서 정책입안자가 유도하고자 하는 정책효과를 얻기 위해서는 단순히 주택정책의 강약을 조절하는 일뿐만 아니라 금리, 지역별 주택시장 현황에 따른 지역 안배 등 다양한 요인들을 복합적으로 고려해야 할 필요가 있다. 이에 따라 특정 요인 및 지역만을 강조할 경우 최종적으로 확인되는 전체 주택시장의 변화는 최초 정책목표와는 다른 결과를 얻게 되는 것이 일반적이라는 사실을 확인할 수 있다.

결론적으로 본 연구를 통해 국내 주택시장에서 안정적인 가격변화를 유도하기 위해서는 주택정책, 통화정책, 지역 안배 등이 함께 고려되는 정책 결정과정의 필요하다는 점을 강조할 수 있다. 또한 주택가격을 파악할 수 있는 KB와 KEB 지표의 꾸준한 개선과 정책적으로 지표측정을 위한 수도권 및 광역시 편중을 피하고 표본설정의 객관성, 타당성을 확보할 수 있는 가이드라인 제공이 필요하다고 본다.

12) 본 연구는 파급경로만으로 고려하고 있다. 만약 파급효과를 분석을 동시에 진행할 경우 본 연구에서는 방법론을 추가하고 새로운 실증분석을 수행해야 하는 부담이 있다. 또한 이런 분석결과를 함께 포함하게 된다면 분량이 상당할 것으로 판단하여 파급효과 분석은 추후 연구로 남기고자 한다.

VI. 요약 및 결어

본 연구는 소파동 국면전환을 통해 국내 16개 지역에 대한 주택 및 아파트 가격 변화의 선·후행관계를 살펴보았다. 2003년 12월부터 2023년 1월까지 월별 주택가격 및 아파트가격을 이용해 ① 평균적인 가격변화 간의 선·후행관계, ② 전국기준(KB) 가격 상승(+), 하락(-)에 따른 비대칭성을 고려한 가격변화 간의 선·후행관계, ③ 금리 상승(+), 하락(-)에 따른 가격변화의 선·후행관계 등을 분석하였다. 또한 국내 주택시장의 가격지표를 공표하는 KB국민은행(KB)과 한국부동산원(KEB)의 자료를 모두 사용하여 지표에 따른 분석결과 차이를 살펴보았다.

실증분석결과 주택 및 아파트 가격의 지역 선·후행관계에 있어서 평균적으로 “서울 ⇒ 광역시 ⇒ 지방” 관계가 나타났다. 하지만 이런 주택시장에서 확인되는 가격변화의 선·후행관계는 일정하게 고정된 것이 아니며 시간에 따라 변화한다. 2023년 1월 기준 주택가격 변화의 지역 선·후행관계에서 다른 지역에 미치는 서울의 선행력이 다소 약화된 것으로 확인된다. 또한 주택시장의 가격 상승(+), 하락(-)에 따라 지역 가격변화의 선·후행관계가 변화할 수 있다는 사실을 보여준다. 이와 함께 금리 상승(+), 하락(-)으로 인해 주택 및 아파트 가격변화 간의 지역별 선·후행관계도 변화하는 것으로 나타났다.

이와 같은 지역별 주택 및 아파트 가격변화 간의 선·후행관계는 양(+)의 관계가 강력하게 형성된다. 하지만 빈도 기준으로 측정되는 방향성을 통해 시간에 따라 지역별 가격변화의 선·후행관계에 있어서 음(-)의 관계가 형성되기도 한다. 이에 따라 특정 지역 간의 가격변화에서 음(-)의 관계가 형성될 경우 지역 간 가격변화의 동조화는 약화되고 심할 경우 주택 및 아파트 가격변화 간의 전국적 탈동조화가 조성될 수 있다. 이처럼 지역별 주택 및 아파트 가격변화 간의 선·후행관계를 분석함으로써 주택시장에서 나타날 가격 동조화의 변화와 가격변화의 파급경로 등을 예측할 수 있는 유용한 정보를 얻을 수 있다.

다음으로 KB와 KEB 지표의 결과에서 나타나는 차이를 살펴보면, KB 지표는 서울과 부산 간의 관계가 중요하게 나타나는 반면, KEB 지표는 서울과 대전 간의 관계가 중요하게 분석된다. 또한 KEB 지표의 결과는 상대적으로 KB 지표의 결과보다 지방의 선행력이 강하게 나타나는 결과를 보여준다. KB 지표의 경우는 최근 나타나는 수도권 주택가격 변화에 대한 연계성을 잘 보여주는 반면, KEB 지표는 이런 점들을 다소 포착하지 못하는 모습을 보여준다. 하지만 지역 주택시장의 강한 변화나 중요도를 KB 지표에서는 다소 과소평가될 수 있다는 문제점을 예상할 수 있다. 따라서 국내 주택시장에 대한 가격변화의 선·후행관계를 면밀하게 파악하기 위해 두 기관의 지표를 동시적으로 살펴볼 필요성이 있다.

본 연구는 주택시장에서 지역별 가격변화 간의 선·후행관계에 집중함으로써 주택시장에서

가격변화의 파급경로, 파급효과의 부호, 선행성 지속 등에 대한 다양한 정보를 제공하고 있다. 특히, 현재 정부가 펼치고 있는 서울 중심의 주택시장 활성화 정책이 평균적인 주택시장에서는 효과적일 수 있지만 현시점의 경제상황을 반영한다면 큰 효과를 기대하기 어려울 수 있다는 분석 등을 제시할 수 있다. 이처럼 본 연구의 결과가 주택시장의 가격 안정화 또는 활성화 정책 수립에 있어 중요한 근거자료로 활용될 수 있다고 기대한다. 하지만 주택시장에서 가격변화 간의 파급경로를 통해 전달되는 효과의 크기에 대한 정보가 부재하다는 분명한 한계가 존재하고 있어 이는 향후 연구로 남긴다.

참고문헌

- 백인걸, 노산하. (2020). 전국 및 지역요인에 의한 주택가격 동조화 현상. *경제학연구*, 68(2), 5-35.
- 서승환. (2007). 주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구: 강남구 물결효과를 중심으로. *서울도시연구*, 8(4), 1-13.
- 이근영. (2021). 권역별 주택가격과 금리. *국제경제연구*, 27(2), 27-61.
- 이진, 이항용. (2018). 서울 자치구별 주택가격 간의 장단기 동조화. *한국경제의 분석*, 24(2), 43-74.
- 장한익. (2019). 수도권과 지방 주택매매가격의 동조화 변화 분석. *LH Journal*, 10(1), 9-18.
- 장한익, 강문정, 김남현. (2021). 국내 지역별 아파트 가격 동조화 변화 분석. *한국경제연구*, 39(4), 5-43.
- 황상연, 차경수. (2014). 우리나라 주요 지역 주택가격의 요인분석: 공통요인의 식별을 중심으로. *산업경제연구*, 27(1), 197-224.
- Aguiar-Conraria, L., & Soares, M. J. (2014). The continuous wavelet transform: Moving beyond uni- and bivariate analysis. *Journal of Economic Surveys*, 28(2), 344-375.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., Floros, C., & Gabauer, D. (2018). The dynamic connectedness of UK regional property returns. *Urban Studies*, 55(14), 3110-3134.
- Bangura, M., & Lee, C. L. (2019). House price diffusion of housing submarkets in Greater Sydney. *Housing Studies*, 35(6), 1110-1141.
- Bashar, O. H. M. N. (2020). An intra-city analysis of house price convergence and spatial dependence. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 63(4), 525-546.
- Cascio, I. L. (2021). A wavelet analysis of the ripple effect in UK regional housing markets. *International Review of Economics & Finance*, 76, 1093-1105.
- Cazelles, B., Chavez, M., de Magny, G. C., Guégan, J. F., & Hales, S. (2007). Time-dependent spectral analysis of epidemiological time-series with wavelets. *Journal of the Royal Society Interface*, 4(15), 625-636.
- Cohen, J. P., & Zabel, J. (2020). Local house price diffusion. *Real Estate Economics*, 48(3), 710-743.
- Cook, S., & Watson, D. (2016). A new perspective on the ripple effect in the UK housing market: Comovement, cyclical subsamples and alternative indices. *Urban Studies*, 53(14), 3048-3062.

- Grigoryeva, I., & Ley, D. (2019). The price ripple effect in the Vancouver housing market. *Urban Geography*, 40(8), 1168-1190.
- Gupta, R., André, C., & Gil-Alana, L. (2015). Comovement in Euro area housing prices: A fractional cointegration approach. *Urban Studies*, 52(16), 3123-3143.
- Hamnett, C., & Reades, J. (2019). Mind the gap: Implications of overseas investment for regional house price divergence in Britain. *Housing Studies*, 34(3), 388-406.
- Mantegna, R. N. (1999). Hierarchical structure in Financial markets. *The European Physics Journal B: Condensed Matter and Complex Systems*, 11, 193-197.
- Miles, W. (2020). Regional UK house price co-movement. *Applied Economics*, 52(45), 4976-4991.
- Montagnoli, A., & Nagayasu, J. (2015). UK house price convergence clubs and spillovers. *Journal of Housing Economics*, 30, 50-58.
- Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. R. (2015). Speculative bubble spillovers across regional housing markets. *Land Economics*, 91(3), 516-535.
- Pan, F., & Li, C. (2019). Evolution of agricultural spatial market integration: Evidence from the hog market in China. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 51(3), 349-367.
- Zhang, D., Ji, Q., Zhao, W. L., & Horsewood, N. J. (2020). Regional housing price dependency in the UK: A dynamic network approach. *Urban Studies*, 58(5), 1014-1031.

(논문 접수일: 2023.04.16. 수정논문 접수일: 2023.05.18. 논문 채택일: 2023.06.16.)

부록 1. 단위근 검정결과

〈부록 표 1〉 단위근 검정

자료출처		KB				KEB			
검정방법		ADF		PP		ADF		PP	
검정모형		Constant	Trend	Constant	Trend	Constant	Trend	Constant	Trend
수준	서울	-0.84	-1.55	-0.26	-1.19	-2.25	-1.76	-1.95	-1.43
	부산	-1.41	-2.42	0.09	-2.41	-1.74	-2.11	-0.35	-2.30
	대구	-1.78	-1.86	-0.57	-2.95	-1.88	-1.48	-0.55	-1.82
	인천	-1.90	-2.77	-0.54	-1.54	-2.59	-2.46	-1.43	-1.45
	광주	-1.06	-3.07	0.23	-2.33	-1.93	-2.88	-0.77	-2.23
	대전	-0.59	-2.87	0.45	-1.82	-1.42	-2.67	0.09	-1.96
	울산	-2.27	-1.81	-1.51	-1.33	-2.88	-1.53	-2.36	-1.08
	경기	-1.25	-1.94	-0.54	-1.51	-2.04	-2.12	-1.47	-1.73
	강원	-1.43	-3.03	-0.48	-1.93	-1.30	-2.53	-1.06	-1.79
	충북	-1.89	-1.55	0.72	-1.21	-2.24	-1.63	-1.32	-1.17
	충남	-1.31	-1.89	-0.25	-1.70	-1.70	-1.62	-0.60	-1.65
	전북	-1.81	-2.20	-0.89	-1.35	-2.02	-1.63	-1.26	-1.06
	전남	-1.19	-2.22	-0.05	-2.33	-1.57	-1.91	-0.45	-1.67
	경북	-1.65	-1.85	-0.68	-1.45	-2.19	-1.85	-1.02	-1.31
	경남	-1.90	-1.69	-1.06	-1.27	-1.66	-0.71	-1.39	-0.82
	제주	0.51	-3.12	0.24	-4.85*	-0.48	-3.16	-0.76	-5.64*
차분	서울	-5.72*	-5.69*	-4.81*	-4.75*	-5.11*	-5.34*	-4.12*	-4.32*
	부산	-3.40*	-3.44*	-3.20*	-3.59*	-2.90*	-3.82*	-3.68*	-3.47*
	대구	-3.39*	-3.64*	-3.66*	-3.46*	-3.21*	-3.64*	-3.35*	-3.72*
	인천	-3.55*	-3.48*	-3.36*	-3.69*	-3.01*	-3.88*	-3.01*	-3.51*
	광주	-3.86*	-3.76*	-3.77*	-3.65*	-3.08*	-4.92*	-4.79*	-4.80*
	대전	-3.51*	-3.91*	-5.03*	-4.88*	-3.19*	-5.04*	-5.44*	-5.31*
	울산	-4.42*	-4.67*	-4.48*	-4.72*	-4.29*	-4.88*	-4.22*	-4.76*
	경기	-5.38*	-5.33*	-4.25*	-4.18*	-5.08*	-5.14*	-3.75*	-3.79*
	강원	-3.37*	-3.70*	-4.90*	-4.87*	-3.46*	-3.48*	-7.34*	-7.38*
	충북	-3.70*	-3.84*	-5.46*	-5.61*	-5.85*	-6.07*	-5.76*	-5.98*
	충남	-4.51*	-4.43*	-6.64*	-6.53*	-6.51*	-6.48*	-7.04*	-7.01*
	전북	-2.98*	-3.47*	-3.61*	-3.65*	-3.24*	-5.12*	-4.81*	-4.96*
	전남	-3.73*	-3.62*	-9.36*	-9.33*	-3.39*	-4.81*	-10.18*	-10.14*
	경북	-3.46*	-4.41*	-3.91*	-3.89*	-3.20*	-4.68*	-4.19*	-4.27*
	경남	-3.80*	-3.89*	-3.83*	-3.91*	-5.37*	-5.56*	-5.03*	-5.24*
	제주	-8.44*	-8.93*	-9.11*	-9.79*	-8.01*	-8.54*	-8.63*	-9.39*

주: *는 5% 수준에서 유의미한 결과임.

ADF, augmented Dickey-Fuller; PP, Phillips-Perron.

부록 2. KEB 자료를 이용한 소파동 국면전환 추정결과(주택가격)

〈부록 표 2〉 시점별 소파동 국면전환(평균, KEB 주택가격)

순서	2003년 12월	2006년 11월	2008년 12월	2021년 9월	2023년 1월
1	서울 ↓(+)	부산 ↓(+)	서울 ↓(+)	대전 ↓(+)	대구 ↓(+)
2	부산 ↓(+)	대구 ↓(+)	부산 ↓(+)	서울 ↓(+)	서울 ↓(+)
3	충남 ↓(+)	광주 ↓(+)	광주 ↓(+)	부산 ↓(+)	인천 ↓(+)
4	충북 ↓(+)	서울 ↓(+)	대구 ↓(+)	대구 ↓(+)	대전 ↓(+)
5	대구 ↓(+)	대전 ↓(+)	경기 ↓(+)	인천 ↓(+)	울산 ↓(+)
6	인천 ↓(+)	울산 ↓(+)	인천 ↓(+)	광주 ↓(+)	경기 ↓(+)
7	대전 ↓(+)	전북 ↓(+)	대전 ↓(+)	울산 ↓(+)	부산 ↓(+)
8	전북 ↓(+)	경기 ↓(-)	전북 ↓(+)	경기 ↓(+)	경남 ↓(+)
9	광주 ↓(+)	강원 ↓(-)	충북 ↓(+)	제주 ↓(+)	전북 ↓(+)
10	울산 ↓(+)	인천 ↓(-)	울산 ↓(+)	전남 ↓(+)	제주 ↓(+)
11	경기 ↓(+)	충북 ↓(-)	경남 ↓(+)	충북 ↓(+)	충북 ↓(+)
12	전남 ↓(+)	전남 ↓(+)	제주 ↓(+)	강원 ↓(+)	전남 ↓(+)
13	경남 ↓(+)	제주 ↓(+)	전남 ↓(+)	전북 ↓(+)	광주 ↓(+)
14	강원 ↓(+)	경남 ↓(+)	충남 ↓(+)	충남 ↓(+)	충남 ↓(+)
15	경북 ↓(+)	충남 ↓(+)	강원 ↓(+)	경남 ↓(+)	강원 ↓(+)
16	제주	경북	경북	경북	경북

〈부록 표 3〉 소파동 국면전환(평균, KEB 주택가격)

순서	평균	방향성	선행성
1	서울 ↓		
2	대전 ↓	1.00	0.53
3	부산 ↓	1.00	0.76
4	대구 ↓	1.00	0.90
5	인천 ↓	0.89	0.79
6	광주 ↓	0.97	0.58
7	울산 ↓	1.00	0.66
8	경기 ↓	1.00	0.56
9	전북 ↓	1.00	0.83
10	경남 ↓	1.00	0.67
11	전남 ↓	1.00	0.63
12	충북 ↓	0.90	0.56
13	충남 ↓	1.00	0.73
14	강원 ↓	1.00	0.51
15	경북 ↓	1.00	0.83
16	제주	0.97	0.70

〈부록 표 4〉 주택가격 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KEB 주택가격)

순서	주택가격 상승	방향성	선행성	주택가격 하락	방향성	선행성
1	대전 ↓			서울 ↓		
2	서울 ↓	1.00	0.51	부산 ↓	1.00	0.89
3	부산 ↓	1.00	0.90	대구 ↓	1.00	0.84
4	대구 ↓	1.00	0.92	울산 ↓	1.00	0.59
5	인천 ↓	0.87	0.74	경기 ↓	1.00	0.54
6	광주 ↓	0.97	0.56	인천 ↓	1.00	0.86
7	울산 ↓	1.00	0.73	대전 ↓	0.98	0.50
8	경기 ↓	1.00	0.56	전북 ↓	1.00	1.00
9	경남 ↓	0.98	0.86	경남 ↓	1.00	0.70
10	전남 ↓	1.00	0.61	충북 ↓	1.00	0.64
11	전북 ↓	1.00	0.52	전남 ↓	1.00	0.70
12	충북 ↓	1.00	0.66	광주 ↓	1.00	0.66
13	강원 ↓	1.00	0.83	충남 ↓	1.00	0.61
14	충남 ↓	1.00	0.50	강원 ↓	1.00	0.54
15	경북 ↓	1.00	0.66	경북 ↓	1.00	0.96
16	제주	0.97	0.66	제주	1.00	0.84

〈부록 표 5〉 금리 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KEB 주택가격)

순서	금리상승	방향성	선행성	금리하락	방향성	선행성
1	서울 ↓			대전 ↓		
2	대전 ↓	1.00	0.64	서울 ↓	1.00	0.56
3	부산 ↓	1.00	0.67	부산 ↓	1.00	0.93
4	대구 ↓	1.00	0.90	대구 ↓	1.00	0.87
5	인천 ↓	0.91	0.90	인천 ↓	0.85	0.72
6	광주 ↓	0.95	0.55	충북 ↓	0.87	0.78
7	울산 ↓	1.00	0.64	광주 ↓	1.00	0.72
8	경기 ↓	1.00	0.70	울산 ↓	1.00	0.69
9	전북 ↓	1.00	0.84	경기 ↓	1.00	0.51
10	경남 ↓	1.00	0.53	전남 ↓	0.98	0.98
11	충북 ↓	1.00	0.58	전북 ↓	1.00	0.53
12	전남 ↓	0.85	0.51	경남 ↓	1.00	0.75
13	충남 ↓	0.92	0.84	충남 ↓	1.00	0.79
14	강원 ↓	1.00	0.56	강원 ↓	1.00	0.57
15	경북 ↓	1.00	0.85	경북 ↓	1.00	0.80
16	제주	0.97	0.61	제주	0.97	0.75

부록 3. KEB 자료를 이용한 소파동 국면전환 추정결과(아파트가격)

〈부록 표 6〉 시점별 소파동 국면전환(평균, KEB 아파트가격)

순서	2003년 12월	2006년 11월	2008년 12월	2021년 9월	2023년 1월
1	서울 ↓(+)	대전 ↓(+)	서울 ↓(+)	대전 ↓(+)	울산 ↓(+)
2	부산 ↓(+)	서울 ↓(+)	경기 ↓(+)	부산 ↓(+)	대구 ↓(+)
3	대구 ↓(+)	부산 ↓(+)	인천 ↓(+)	서울 ↓(+)	서울 ↓(+)
4	인천 ↓(+)	인천 ↓(-)	대전 ↓(+)	대구 ↓(+)	인천 ↓(+)
5	대전 ↓(+)	대구 ↓(+)	전북 ↓(+)	울산 ↓(+)	부산 ↓(+)
6	충북 ↓(+)	광주 ↓(+)	부산 ↓(+)	인천 ↓(+)	대전 ↓(+)
7	광주 ↓(+)	울산 ↓(+)	경남 ↓(+)	광주 ↓(+)	경기 ↓(+)
8	충남 ↓(+)	경기 ↓(+)	충북 ↓(+)	경기 ↓(+)	전북 ↓(+)
9	울산 ↓(+)	경남 ↓(+)	광주 ↓(+)	전남 ↓(+)	전남 ↓(+)
10	경기 ↓(+)	충북 ↓(+)	강원 ↓(+)	충북 ↓(+)	경남 ↓(+)
11	경남 ↓(+)	전남 ↓(+)	경북 ↓(+)	충남 ↓(+)	충북 ↓(+)
12	강원 ↓(-)	전북 ↓(+)	대구 ↓(+)	경남 ↓(+)	광주 ↓(+)
13	전남 ↓(+)	충남 ↓(+)	울산 ↓(+)	경북 ↓(+)	제주 ↓(+)
14	전북 ↓(+)	강원 ↓(+)	전남 ↓(+)	제주 ↓(+)	충남 ↓(+)
15	제주 ↓(+)	경북 ↓(+)	충남 ↓(+)	전북 ↓(+)	경북 ↓(+)
16	경북	제주	제주	강원	강원

〈부록 표 7〉 소파동 국면전환(평균, KEB 아파트가격)

순서	평균	방향성	선행성
1	서울 ↓		
2	대전 ↓	1.00	0.52
3	부산 ↓	1.00	0.83
4	대구 ↓	1.00	0.91
5	인천 ↓	0.80	0.70
6	광주 ↓	1.00	0.72
7	울산 ↓	1.00	0.51
8	경기 ↓	1.00	0.53
9	경남 ↓	1.00	0.85
10	충북 ↓	1.00	0.76
11	전북 ↓	1.00	0.51
12	전남 ↓	1.00	0.56
13	충남 ↓	0.98	0.67
14	강원 ↓	1.00	0.68
15	경북 ↓	1.00	0.69
16	제주	0.95	0.93

〈부록 표 8〉 아파트가격 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KEB, 아파트가격)

순서	아파트가격 상승	방향성	선행성	아파트가격 하락	방향성	선행성
1	대전 ↓			서울 ↓		
2	서울 ↓	1.00	0.56	부산 ↓	1.00	1.00
3	부산 ↓	0.99	0.96	대구 ↓	1.00	0.83
4	대구 ↓	1.00	0.94	울산 ↓	1.00	0.62
5	경기 ↓	0.95	0.85	경기 ↓	1.00	0.62
6	인천 ↓	1.00	1.00	인천 ↓	1.00	0.83
7	경남 ↓	0.99	0.95	대전 ↓	1.00	0.58
8	충북 ↓	1.00	0.78	전북 ↓	1.00	1.00
9	전북 ↓	1.00	0.56	경남 ↓	1.00	0.55
10	전남 ↓	1.00	0.57	충북 ↓	1.00	0.71
11	광주 ↓	1.00	0.60	전남 ↓	1.00	0.80
12	충남 ↓	1.00	0.71	광주 ↓	1.00	0.72
13	강원 ↓	1.00	0.64	충남 ↓	1.00	0.57
14	경북 ↓	1.00	0.73	강원 ↓	1.00	0.78
15	울산 ↓	1.00	0.73	경북 ↓	1.00	0.57
16	제주	1.00	0.98	제주	1.00	0.94

〈부록 표 9〉 금리 상승 및 하락 기준 소파동 국면전환(평균, KEB 아파트가격)

순서	금리상승	방향성	선행성	금리하락	방향성	선행성
1	서울 ↓			대전 ↓		
2	대전 ↓	1.00	0.61	서울 ↓	1.00	0.56
3	부산 ↓	1.00	0.82	부산 ↓	1.00	0.98
4	대구 ↓	1.00	0.90	대구 ↓	1.00	0.89
5	울산 ↓	1.00	0.81	인천 ↓	0.80	0.69
6	경기 ↓	1.00	0.61	충북 ↓	0.82	0.62
7	인천 ↓	1.00	0.90	광주 ↓	1.00	0.76
8	경남 ↓	1.00	0.90	울산 ↓	1.00	0.54
9	충북 ↓	1.00	0.73	경기 ↓	1.00	0.52
10	전북 ↓	1.00	0.58	전북 ↓	0.97	0.80
11	전남 ↓	1.00	0.55	경남 ↓	1.00	0.57
12	광주 ↓	1.00	0.81	전남 ↓	1.00	0.70
13	충남 ↓	1.00	0.72	충남 ↓	1.00	0.71
14	강원 ↓	1.00	0.66	강원 ↓	1.00	0.74
15	경북 ↓	1.00	0.65	경북 ↓	1.00	0.70
16	제주	0.91	0.89	제주	0.98	0.97

The Analysis of Regional Leading and Lagging Relations on the House Price Change in S. Korea

Han Ik Jang*

Abstract

This thesis looked into the regional leading and lagging relations in S. Korea on the house price changes, by using the Wavelet Phase-Difference method. The study found that in general, Seoul and metropolitan cities do have a tendency to lead house price changes, with a caveat that the leading or lagging relations are not fixed but change over time, as pronounced in the recent cases where Seoul's price leading power has somewhat weakened. In addition, there is a strong positive correlation in the leading and lagging relations among house prices changes by regions. When interest rates and house prices increase(+) or decrease(-), a negative(-) relation can be created in the price changes of specific regions, which can potentially weaken the coupling trend in the entire housing market. As such, the analysis can provide further information of the relation, including price change ripple effect path over the regions, the nature(+ or -) of the effect, and the continuance of the leading trend in the housing market.

Keywords : House Price, Ripple Effect, Wavelet Phase-Difference, Asymmetric Effect, Interest Rate

* Han Ik Jang, Corresponding author, Research Fellow, Industrial Bank of Korea, han0375@gmail.com

© Copyright 2023 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.