



주택가격의 순환국면별 파급효과*
- 부산시 주택시장을 중심으로 -

Spillover Effects of Housing Prices across Housing Market Cycles
- Evidence from Busan -

이우석**
Woo Suk Lee

▮ Abstract ▮

This study analyzes how the spillover effects from housing-price fluctuations vary across housing market cycles in Busan's apartment market. Using the triple test proposed by Randles et al., this study investigates housing price asymmetry and evaluates inter-district spillover effects through the connectedness approach of Diebold and Yilmaz. The results reveal that housing prices in Busan exhibit asymmetric characteristics across housing cycle phases, and demonstrate strong inter-district connectedness. Notably, spillover effects are more intense and widespread during expansion phases than during contraction periods. Finally, Haeundae-gu serves as central hub in Busan's housing market, transmitting price shocks to other districts across the city.

Keywords: Housing prices, Spillover effects, Housing market cycles, Asymmetry

* 이 논문은 동아대학교 교내연구비 지원에 의하여 연구되었음.

** 동아대학교 경제학과 조교수 | Assistant Professor, Department of Economics, Dong-A University | woosuk@dau.ac.kr |

1. 서론

주택시장은 소비, 투자 등 실물경제 및 금융시장과 긴밀히 연결되어 있으며, 이러한 특성으로 주택시장의 변동은 거시경제와 밀접한 관련이 있다. 또한, 주택은 주거의 기능을 제공할 뿐만 아니라 자산 기능을 수행하기 때문에 주택가격 변동에 따라 가계의 소비 및 저축 등의 경제적 의사결정에 영향을 미친다. 이러한 이유로 주택 가격의 변화는 경제주체들로부터 지속적인 관심을 받았으며, 주요 분석 대상이 되어 왔다.

주택은 위치가 고정된 재화이지만 특정 지역에서 발생한 주택가격 변동은 공간적으로 확산되어 인근 지역의 주택가격에도 영향을 미친다. 즉, 주택가격은 파급효과(spillover effect)를 수반하며, 이로 인해 주택시장 간 동조화 현상이 발생한다. 특히, 동조화 현상이 심화되면 지역 간 주택가격 변동의 동시성이 증가하여 금융시스템과 실물경제 전반에 위험이 집중될 가능성이 높아진다.

그동안 주택시장의 파급효과를 분석하기 위해 다양한 실증분석이 시행됐다. 특히, 서울 또는 강남지역을 중심으로 파급효과 분석이 시도됐는데, 기존 연구들은 대부분 주택가격의 파급효과가 주택순환 변동에 따라 대칭적으로 발생한다는 전제하에 수행됐다. 그러나 실제 주택시장은 일정한 주기를 갖는 순환 국면을 따라 움직이는 경향을 보인다. 따라서 이러한 순환 국면(확장기와 수축기)에 따라 파급효과의 범위와 강도, 방향성이 달

라질 수 있다. 예를 들어 주택순환이 확장국면인 경우 주택가격 상승 기대심리의 확산으로 인근 지역으로 가격 상승이 빠르게 전이되는 반면, 수축 국면에는 주택가격의 하방 경직성으로 파급효과가 제한적으로 나타날 수 있다.

본 연구는 부산시 아파트 가격의 파급효과 분석에 초점을 맞췄다. 부산은 대한민국 제2의 도시로 평가받는 동시에 비수도권을 대표하는 광역시임에도 불구하고 그동안 관심받지 못했다. 또한 부산광역시를 대표하는 해운대구는 주택가격 흐름을 주도하는 중심 지역으로 알려졌는데, 해당 지역의 아파트 가격 변화가 다른 지역에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구는 부족한 실정이다. 본고는 주택가격의 파급효과가 순환국면과 관계 없이 일정하다고 가정한 기존 연구와 달리 주택가격 파급효과가 비대칭적으로 파급될 수 있다는 점을 착안하여 순환 국면별 파급효과를 분석한다.

주택순환 국면에 따른 아파트 가격의 파급효과를 분석하기에 앞서 먼저 주택가격의 비대칭성을 검정할 필요가 있다. 이를 위해 Randles et al.(1980)이 제안한 삼중검정(triple test)을 이용한다. 이후 Diebold and Yilmaz(2014)의 파급효과 분석 방법을 이용하여 부산 지역의 주택시장이 얼마나 연계되어 있는지를 파악하고 구별 상호의존성을 분석한다. 아울러 주택 순환 국면별 파급효과를 측정하기 위해 국면별 더미변수를 도입하여 확장기와 수축기의 파급효과를 분석한다.¹⁾ 마지막으로 네트워크 분석을 적용하여 구별

1) 일반적으로 주택시장의 순환은 상승과 하락 흐름으로 구분된다. 이에 따라 국면을 확장기와 수축기 2개의 국면으로 단순화하면 국면별 파급효과의 비교가 직관적이고 명확해진다. 또한, 국면 수가 3개 이상인 경우와 비교하여 모형의 안정적인 추정이 용이한 장점이 있다. 따라서 본 연구는 주택시장의 국면을 2개의 국면으로 구분하여 분석했다.

아파트 시장의 시장 간 연계성을 구조적으로 분석하고 해운대구의 아파트 가격 변동이 다른 지역으로 미치는 영향을 파악하기 위해 그랜저 인과관계 및 충격반응 분석을 수행한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 기존 선행 연구들을 검토하고 III장에서는 실증분석 모형에 대해 설명한다. IV장에서는 분석자료 및 실증분석 결과를 논의한다. 마지막으로 V장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구 검토

본 연구는 부산시 주택가격 자료의 특징을 파악하고 주택가격 변동 사이에 발생하는 연관관계를 분석한다.

먼저, 전통적인 경제 시계열 분석은 순환적 변동을 지닌 경제 변수들이 대칭적으로 움직인다는 가정에 이루어져 왔다. 그러나 현실에서 관찰되는 다양한 거시경제 변수들은 경기 확장기와 수축기에 따라 비대칭적인 순환 패턴을 보인다는 주장과 함께 해당 특징을 분석하기 위한 연구가 1990년대 들어 활발히 진행됐다. 이러한 연구는 주택가격 자료에도 적용되기 시작했으며, Randles et al. (1980)의 삼중검정법 시계열의 비대칭성을 식별하는 방법 중 하나로 활용되었다. 대표적으로 Verbrugge(1997)는 경기 순환 과정에서 국내총생산, 소비, 투자 등 거시경제 변수들의 비대칭성을 분석했다. André et al.(2017)은 선진국과 신흥국의 주택가격 순환국면에서 발생하는 주택가격의 비대칭적인 특징을 분석했으며, André et

al.(2019)은 미국 주택가격의 비대칭성을 분석했다. 국내에서는 서승환(2009)이 지역별 주택시장의 순환 변동의 속성을 시기별로 분석하고 이를 바탕으로 주택가격 안정화 정책의 효과를 평가했다.

지역 간 주택가격 변동의 상호 연관성을 분석한 연구는 과거부터 꾸준히 진행됐다. 해외에서는 지역별 주택시장 간 파급효과가 발생하는 이유를 구조적으로 설명한 Meen(1999)의 연구 이후 관련 논의가 활발히 진행됐으며, 국내에서도 다양한 연구들이 진행됐다(김세완·박기정, 2006; 김의준 외, 2000; 서승환, 2007). 주택시장 간 상호 의존성이 존재한다는 연구 결과가 축적된 이후에는 이러한 파급효과의 방향성 및 강도 등을 종합적으로 분석하기 위해 Diebold and Yilmaz (2014)의 방법론을 활용한 실증분석이 활발히 시도됐다. 대표적으로 이항용·이진(2014), 장병기(2014) 등은 전국 주택시장을 대상으로 주택가격의 파급효과를 분석했다. 손재기·이영수(2019)는 울산 지역을 대상으로 아파트 가격의 파급효과를 분석했으며, 정준호(2022)는 라쏘(LASSO) 방법론을 이용하여 수도권 70개 시군구의 아파트 매매가격 변동의 확산효과를 분석했다.

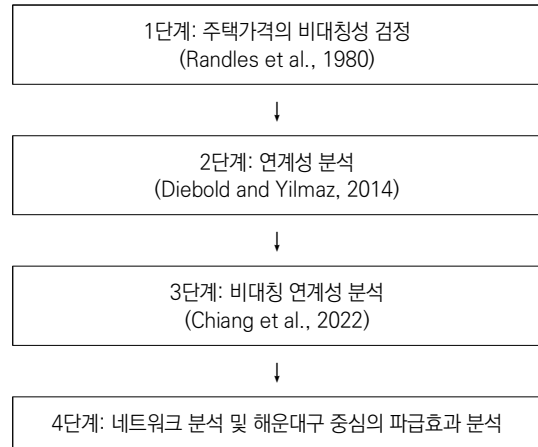
최근에는 주택가격 파급효과의 비대칭성을 분석하기 위한 실증연구가 시도되고 있다. Chiang et al.(2022)은 중국 주택시장을 대상으로 투자자의 심리에 따라 주택가격의 정보 확산이 비대칭적으로 발생하는 현상을 분석했다. Wang(2025)은 분위별 전이지수(quantile connectedness index) 방법을 이용하여 주택가격의 극단적인 상승기와 하락기에 국가 간 주택시장의 상호 연계성이 어떻게 달라지는가를 분석했다. 국내에서는

박진백 · 홍민구(2019)가 각 시점별로 주택가격 변동성의 국면 확률을 추정하고 시기별로 서울시 주택가격의 파급효과를 측정했다. 김상배 · 이승아(2021), 이우석(2022)은 주택가격 변동성을 양(+), 음(-)의 변동성으로 구분한 다음 변동성 전이효과의 비대칭성을 분석했다. 고희운 · 강상훈(2023)은 분위별 전이지수 방법을 활용하여 지역 간 주택가격 전이 현상을 분석했다.

기존 연구를 종합하면 주택가격의 비대칭성에 관한 연구, 지역별 주택가격의 연관성에 관한 연구는 독립적으로 수행되어 왔다. 최근에는 주택가격 파급효과의 비대칭성을 측정하는 연구가 주목받고 있는데 본 연구는 부산 지역을 대상으로 주택가격의 비대칭적인 특징을 분석하는 데 중점을 둔다.

III. 실증분석 방법

본 연구의 실증분석 과정은 <그림 1>에 정리했으며, 총 네 단계로 분석이 진행된다. 첫째, Randles et al.(1980)이 제안한 삼중검정 방법을 이용하여 주택가격의 순환적 비대칭성을 검정한다. 둘째, Diebold and Yilmaz(2014)의 연계성 접근법을 이용하여 부산시 아파트 가격의 파급효과를 분석한다. 셋째, Chiang et al.(2022)의 비대칭 연계성 접근법을 적용하여 주택가격 순환 국면별 파급효과를 측정한다. 마지막으로 네트워크 분석을 이용하여 부산시 주택시장의 연계 구조를 시각화하고, 특히 해운대구가 부산시의 다른 구를 선도하는지를 그래저 인과관계 및 충격반응함수를



<그림 1> 분석 흐름 요약

이용하여 분석한다.

1. 삼중검정

임의의 표본 X_1, \dots, X_N 이 $F(X - \theta)$ 로부터 추출되었다고 하자. 여기서 $F(\cdot)$ 는 연속적인 모집단의 누적 분포 함수(cumulative distribution function, CDF)이며, $F(\theta) = 1/2$ 이고 θ 는 모집단 X 의 중앙값이다. N 개의 표본에서 3개를 무작위로 추출한 표본이 X_i, X_j, X_k 인 경우 이를 이용하여 (식 1)을 계산할 수 있다.

$$f^*(X_i, X_j, X_k) = \frac{1}{3} \begin{bmatrix} \text{sign}(X_i + X_j - 2X_k) \\ + \text{sign}(X_i + X_k - 2X_j) \\ + \text{sign}(X_j + X_k - 2X_i) \end{bmatrix} \quad (\text{식 1})$$

여기서 $\text{sign}(x)$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\text{sign}(x) = \begin{cases} 1, & \text{만약 } x > 0 \\ 0, & \text{만약 } x = 0 \\ -1, & \text{만약 } x < 0 \end{cases} \quad (\text{식 2})$$

이식에서 $f^*(X_i, X_j, X_k) = \frac{1}{3}$ 인 경우 (X_i, X_j, X_k) 는 오른쪽 삼중(right triple)에 해당되며, $f^*(X_i, X_j, X_k) = -\frac{1}{3}$ 이면 왼쪽 삼중(left triple)에 해당된다. 그리고 $f^*(X_i, X_j, X_k) = 0$ 인 경우 비대칭이 없는 삼중을 의미한다. 한편, Randles et al.(1980)의 삼중검정은 (식 3)에서 추정된 \hat{n} 에 기반한다.

$$\hat{n} = \binom{M}{3}^{-1} \sum_{i < j < k} f^*(X_i, X_j, X_k) \quad (\text{식 3})$$

귀무가설과 대립가설은 각각 다음과 같다.

$$H_0 : \hat{n} = 0, H_1 : \hat{n} \neq 0 \quad (\text{식 4})$$

삼중검정에서 귀무가설 H_0 는 $|T_i| > Z_{(\alpha/2)}$ ($i = 1, 2$)인 경우 기각된다. 여기서 $T_1 = n^{1/2}\hat{n}/\hat{\sigma}_N$, $T_2 = n^{1/2}\hat{n}/\hat{\sigma}_A$ 이며, $Z_{(\alpha/2)}$ 는 표준정규분포의 상위 백분위수이다.

아파트 가격지수의 추세를 제거한 순환요인(c_t)을 대상으로 삼중검정을 시행하면 주택순환 확장기와 수축기의 진폭(deepness)에 대한 비대칭성을 검정할 수 있으며, 원자료에 대한 추세를 제거할 때 Hodrick-Prescott(HP) 필터 방식을 주로 사용한다. 그리고 순환 요인을 1차 차분한 자료(Δc_t)를 이용하면 정점과 저점에 도달하는 진행 속도(steeptness)에 대한 비대칭성을 검정할 수 있다.

순환요인 c_t 의 삼중검정 결과 \hat{n} 이 0보다 크면 확장기의 진폭이 수축기의 진폭보다 더 큰 것을 의미하며, \hat{n} 이 0보다 작으면 이는 수축기의 진폭

이 확장기의 진폭보다 더 크다는 것을 의미한다. 그리고 1차 차분 자료(Δc_t)를 대상으로 검정한 결과 \hat{n} 이 0보다 크면 정점에 도달하는 속도가 저점에 도달하는 속도보다 더 빠르다는 것을 의미하며, \hat{n} 이 0보다 작으면 그 반대로 해석한다.

2. 연계성 접근법

m개의 안정 시계열로 구성된 VAR 모형은 다음과 같이 나타낸다.

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{식 5})$$

여기서 y_t 는 아파트 매매가격의 변화율을 의미하며, $m \times 1$ 벡터이다. 그리고 A_i 는 $m \times m$ 계수 행렬이며, ε_t 는 오차항을 의미한다.

약 안정성 조건을 만족하면 (식 5)의 VAR 모형은 (식 6)과 같이 무한차수의 이동평균으로 나타낼 수 있다.

$$y_t = \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (\text{식 6})$$

여기서 $\Phi_i = A_1 \Phi_{i-1} + A_2 \Phi_{i-2} + \dots + A_p \Phi_{i-p}$ 이며, $\Phi_0 = I_m$ 이 된다.

벡터자기회귀(vector autoregression, VAR) 모형의 오차항을 식별할 때 출레스키 방법은 변수의 배열 순서에 따라 충격반응 분석 결과가 바뀌는 문제점이 발생한다. 이를 고려하여 Pesaran and Shin(1998)은 (식 7)과 같은 일반화 충격반응함수를 제안했다.

$$GI(h, \delta_t, \Omega_{t-1}) = A_h \Sigma e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \quad (\text{식 7})$$

여기서 Σ 는 오차항의 공분산 행렬을 의미하며, σ_{jj} 는 j번째 오차항의 표준편차, 그리고 e_j 는 j번째 요소만 1의 값을 갖는 선택 벡터이다. 그리고 Diebold and Yilmaz(2014)는 Pesaran and Shin(1998)의 일반화 예측오차 분산분해를 활용해 연계성을 측정하는 방법을 제안했으며, (식 8)과 같다.

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)} \quad (\text{식 8})$$

한편, 일반화 예측오차 분산분해는 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij}^g(H) \neq 1$ 의 조건을 충족하지 못하므로 다음과 같이 표준화하여 각 행의 합이 1이 되도록 한다.

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)} \quad (\text{식 9})$$

이 식에서 j번째 지역에서 발생한 충격이 i번째 지역에 파급되는 영향을 측정하는 $\tilde{\theta}_{ij}^g(H)$ 지표가 연계성 접근법에서 중요한 역할을 하며, 이를 이용하여 다양한 측정치를 계산할 수 있다.

시장 전체의 연계성을 하나의 숫자로 측정하는 총 연계성(total connectedness)은 (식 10)과 같이 계산한다.

$$C(H) = \frac{1}{N} \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) \quad (\text{식 10})$$

총 연계성은 0%~100% 사이의 값을 가지며, 이 값이 클수록 시장 전체의 연계성이 높은 것으로 해석한다.

유출 연계성(connectedness to others)은 i번째 지역이 다른 지역들에 파급되는 파급효과를 측정하며 (식 11)과 같다.

$$C_{\cdot \leftarrow i} = \frac{1}{N} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) \quad (\text{식 11})$$

유입 연계성(connectedness from others)은 다른 지역들에서 i번째 지역으로 파급되는 파급효과를 측정하며 (식 12)와 같다.

$$C_{i \leftarrow \cdot} = \frac{1}{N} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H) \quad (\text{식 12})$$

유출에서 유입 지표를 차감하여 계산되는 순 연계성(net connectedness)은 (식 13)과 같이 도출된다.

$$C_i(H) = C_{\cdot \leftarrow i} - C_{i \leftarrow \cdot} \quad (\text{식 13})$$

마지막으로 두 지역 사이의 순 영향력을 측정하는 쌍별 순 연계성(net pairwise connectedness)은 (식 14)를 이용하여 계산한다.

$$C_{i \rightarrow j}(H) = \tilde{\theta}_{j,i}^g(H) - \tilde{\theta}_{i,j}^g(H) \quad (\text{식 14})$$

3. 비대칭 연계성 접근법

아파트 가격 사이에 발생하는 비대칭적인 파급효과를 측정하기 위해 Chiang et al.(2022)의 방

법을 이용한다. 이들은 파급효과의 비대칭성을 측정할 수 있는 Baruník et al.(2017)과 유사하게 국면별로 파급효과를 측정할 수 있는 방법을 제안했다.

(식 5)의 VAR 모형에 더미변수를 도입하여 (식 15)와 같이 나타낸다.

$$y_t = \left[\sum_{i=1}^p A_{1,i} y_{t-i} \right] \times I_{1,t} + \left[\sum_{i=1}^p A_{2,i} y_{t-i} \right] \times I_{2,t} + \varepsilon_t \quad (\text{식 15})$$

여기서 $I_{1,t}$ 와 $I_{2,t}$ 는 각각 특정 국면에 속한 경우 1의 값을 갖고 그 외에는 0의 값을 갖는 더미변수이다. 따라서 (식 15)는 (식 5)와 달리 2m 개의 자료로 구성된 VAR 모형이 되며, 국면별로 파급효과를 측정할 수 있다.

(식 15)의 모형을 이용하면 국면별로 (식 10)의 총 연계성을 측정할 수 있고 이를 통해 총 연계성의 비대칭도(connectedness asymmetric measure, CAM)를 (식 16)과 같이 측정할 수 있다.

$$CAM(H) = \frac{1}{N} \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) - \frac{1}{N} \sum_{\substack{i,j=N+1 \\ i \neq j}}^{2N} \tilde{\theta}_{ij}^g(H) \quad (\text{식 16})$$

여기서 CAM 값이 0에 가까우면 두 국면의 파급효과가 차이가 없다는 것을 의미하고 0이 아닌 경우에는 국면별로 파급효과가 비대칭적으로 나타남을 의미한다.

4. 네트워크 분석

네트워크 분석은 게피(gephi) 프로그램을 이용했다. 각 구를 나타내는 원(node)의 크기는 (식 11)의 유출 연계성 지표의 크기에 비례하도록 설정했다. 원의 색상은 (식 13)의 순 연계성 지표를 반영했다. 색상의 음영이 진할수록 순 연계성 지표가 양(+)의 값을 갖고 값이 크다는 것을 의미하며, 음영이 연할수록 순 연계성 지표는 음(-)의 값을 갖고 그 절댓값이 크다는 것을 의미한다. 원의 위치는 각 구의 지리적 위치를 반영하여 네트워크를 시각화하기 위해 위도와 경도 정보를 이용하여 원을 배치할 수 있는 ‘Geolayout’을 이용했다.

다음으로 두 구 사이의 연결을 의미하는 에지(edge)는 선으로 표현했으며 파급효과의 방향은 화살표로 표시했다. 여기서 해당 선의 굵기(thickness)가 굵을수록 두 구간의 연계 정도가 높다는 것을 의미하며 화살표의 크기가 커질수록 한 구에서 다른 구로 파급되는 영향력이 높아진다는 것을 의미한다.

5. 그랜저 인과분석

안정 시계열인 X_t 와 Y_t 두 시계열이 존재할 때 인과관계를 검정하기 위해서는 (식 17) 및 (식 18)과 같이 회귀식을 설정한다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (\text{식 17})$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (\text{식 18})$$

여기서 p 는 시차를 의미하며, ε_{1t} 와 ε_{2t} 사이에는 서로 상관관계가 없는 것으로 가정한다.

그랜저 인과관계를 검정하기 위한 통계량은 (식 19)와 같다.

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U)/J}{RSS_U/(n-k)} \quad (\text{식 19})$$

여기서 RSS_R 은 제약된 모형의 잔차 제곱합을 나타내며, RSS_U 은 제약 없는 잔차 제곱합을 나타낸다. $(n-k)$ 는 제약되지 않은 모형의 자유도를 의미하며 J 는 제약 조건의 수를 나타낸다. (식 19)의 검정통계량이 임계치보다 크면 모든 j 에 대해 $\beta_{1j} = 0$ 또는 모든 i 에 대해 $\alpha_{2i} = 0$ 이라는 귀무가설을 기각한다.

IV. 실증분석

1. 표본자료 및 기초통계량

본 연구는 부산시 아파트 가격의 파급효과를 측정하기 위해 한국감정원에서 발표하는 계절조정된 아파트 매매가격지수를 이용한다. 분석 기간은 2003년 11월부터 2024년 6월까지이며 총 관측치는 247개이다. 분석 대상 지역은 15개 구(중구, 서구, 동구, 영도구, 진구, 남구, 연제구, 수영구, 해운대구, 금정구, 동래구, 기장군, 북구, 사상구, 사하구)이며, 강서구는 2012년부터 자료를 제공하여 분석대상에서 제외했다.

〈표 1〉에는 부산시 아파트 매매가격지수를 로그

차분한 가격 변화율에 대한 기초통계를 정리했다. 15개 지역의 월별 평균값은 해운대구가 0.268%로 가장 높게 추정됐고, 중구가 0.061%로 가장 낮게 나타났다. 가격 변화율의 표준편차는 해운대구가 1.014%로 가장 높게 나타났으며, 서구가 0.483%로 가장 낮게 추정됐다. 이는 부산시에서 해운대구가 가장 중요한 지역이라는 것으로 해석된다. 그리고 모든 지역에서 왜도값은 0의 값을 갖지 않고 첨도는 3보다 큰 값을 가져 정규분포와 차이가 있는 것으로 나타났다.

〈표 2〉에는 아파트 매매가격 변화율의 상관관계를 제시했다. 부산시 내의 구별 상관관계는 모두 양의 값을 가진 것으로 나타났는데 상관계수의 값은 구별로 상이한 것을 볼 수 있다. 먼저 강한 상관관계를 보이는 지역은 사상과 북구가 0.91, 동래구와 연제구가 0.87, 남구와 연제구가 0.81로 나타났는데, 이는 지리적 인접성이나 유사한 생활권을 공유하여 나타난 것으로 판단된다. 그리고 대부분의 지역은 0.5~0.8 정도로 중간 정도의 상관관계를 갖는 것으로 나타났는데, 해운대구의 경우 동래구, 금정구, 연제구, 수영구 등과 상관관계가 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 낮은 상관관계를 보이는 지역들도 존재하는데, 대표적으로 동구와 영도구는 0.42, 동구와 중구는 0.28로 다른 지역들에 비해 상관관계가 낮게 나타났다.

2. 실증분석 결과

1) 삼중검정 결과

〈표 3〉에는 Randles et al.(1980)의 삼중검정 결과를 제시했다. 진폭 검정은 HP 필터로 아파트

〈표 1〉 아파트 매매가격 변화율의 기초통계

	중구	서구	동구	영도	진구	남구	연제	수영
평균	0.061	0.101	0.101	0.096	0.172	0.238	0.192	0.246
중앙값	0.000	0.028	0.041	0.015	0.019	0.062	0.072	0.125
최댓값	8.534	2.960	5.601	4.938	3.842	8.029	2.956	4.515
최솟값	-1.656	-1.507	-3.048	-1.547	-2.955	-2.577	-2.899	-3.208
표준편차	0.700	0.483	0.668	0.652	0.786	0.876	0.725	0.855
왜도	7.391	2.091	2.276	2.405	0.889	3.283	0.230	0.943
첨도	89.052	13.319	23.375	17.586	7.710	29.475	7.015	8.783
관측치	247	247	247	247	247	247	247	247
	해운대	금정	동래	기장	북구	사상	사하	
평균	0.268	0.134	0.198	0.214	0.168	0.213	0.173	
중앙값	0.080	0.049	0.077	0.021	0.045	0.059	0.011	
최댓값	4.177	5.118	2.704	4.712	6.912	5.359	6.163	
최솟값	-3.652	-2.599	-3.143	-3.420	-2.662	-2.577	-1.790	
표준편차	1.014	0.723	0.739	0.851	0.873	0.869	0.798	
왜도	0.209	1.799	-0.006	1.276	2.451	1.953	2.457	
첨도	6.173	15.561	6.597	10.878	18.603	10.330	16.038	
관측치	247	247	247	247	247	247	247	

〈표 2〉 아파트 매매가격 변화율의 상관관계

	중구	서구	동구	영도	진구	남구	연제	수영	해운대	금정	동래	기장	북구	사상
서구	0.58	1												
동구	0.28	0.55	1											
영도구	0.53	0.66	0.42	1										
진구	0.52	0.78	0.58	0.71	1									
남구	0.71	0.75	0.48	0.66	0.84	1								
연제	0.50	0.75	0.51	0.68	0.82	0.81	1							
수영	0.46	0.61	0.48	0.51	0.68	0.71	0.77	1						
해운대	0.42	0.63	0.51	0.62	0.79	0.74	0.83	0.76	1					
금정	0.66	0.78	0.54	0.69	0.86	0.90	0.84	0.73	0.81	1				
동래	0.50	0.81	0.58	0.66	0.86	0.81	0.87	0.78	0.85	0.84	1			
기장	0.55	0.71	0.47	0.66	0.77	0.76	0.78	0.60	0.69	0.80	0.73	1		
북구	0.69	0.73	0.52	0.73	0.85	0.86	0.75	0.65	0.75	0.88	0.79	0.77	1	
사상	0.63	0.79	0.51	0.78	0.87	0.83	0.77	0.62	0.72	0.86	0.82	0.78	0.91	1
사하	0.67	0.73	0.50	0.73	0.81	0.84	0.74	0.64	0.71	0.83	0.76	0.77	0.91	0.88

〈표 3〉 삼중검정 결과

	진폭 검정		진행 속도 검정	
	통계량(\hat{n})	유의확률	통계량(\hat{n})	유의확률
부산시	4.074	0.000	0.027	0.979
중구	6.259	0.000	0.404	0.686
서구	1.869	0.062	2.071	0.038
동구	6.758	0.000	2.642	0.008
영도	4.243	0.000	0.125	0.901
진구	3.134	0.002	0.982	0.326
남구	3.104	0.002	1.532	0.125
연제	3.232	0.001	2.747	0.006
수영	1.835	0.066	2.966	0.003
해운대	3.259	0.001	1.768	0.077
금정	4.442	0.000	0.335	0.738
동래	4.967	0.000	1.748	0.081
기장	2.016	0.044	1.118	0.264
북구	3.323	0.001	-0.719	0.472
사상	2.735	0.006	0.166	0.868
사하	4.653	0.000	1.316	0.188

매매가격의 추세를 제거한 순환요인 c_t 를 대상으로 검정했으며, HP 필터를 적용할 때 평활화 계수 람다(λ) 값은 14,400을 적용했다.²⁾ 그리고 진행 속도 검정은 순환요인 c_t 의 1차 차분자료 Δc_t 를 이용했다.

먼저, 주택순환의 확장기와 수축기의 비대칭성을 검정한 진폭 검정의 결과를 보면 모든 지역에서 \hat{n} 통계량이 0보다 큰 것으로 나타났으며, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났

다. \hat{n} 값이 0보다 크다는 것은 주택순환 확장기의 진폭이 수축기의 진폭보다 더 크다는 것을 의미하는데, 이는 주택가격 급등 시기에 과열 현상이 발생했음을 시사한다.

다음으로 1차 차분 자료(Δc_t)를 대상으로 진행 속도의 비대칭성을 검정한 결과를 보면 북구를 제외한 모든 지역에서 \hat{n} 값이 0보다 큰 것을 볼 수 있다. \hat{n} 이 0보다 크면 정점에 도달하는 속도가 저점에 도달하는 속도보다 더 빠르다는 것을 의미하

2) HP(Hodrick-Prescott) 필터의 평활화 계수 λ 값은 관측 주기에 따라 달라지는데, 실증분석에서는 분기별 자료인 경우 $\lambda=1,600$, 월별자료인 경우 $\lambda=14,400$ 이 널리 사용된다. 본 연구에서는 월별 주택가격 자료로 삼중검정을 시행한 André et al.(2019)와 동일하게 $\lambda=14,400$ 을 적용했다.

는데, 이는 아파트 매매가격이 하방 경직성을 갖는 것을 의미한다. 비록 통계적 유의성이 없는 지역이 다수 존재하지만, 본 연구의 결과도 주택가격이 하방 경직적이라는 기존 연구를 지지하는 결과로 볼 수 있다(박천규 외, 2021).

2) 아파트 매매가격의 파급효과 분석

여기서는 부산시 아파트 매매가격 변화율의 파급효과를 분석한다. 먼저 Diebold and Yilmaz (2014)의 방법론을 이용하여 부산시 아파트 매매가격의 대칭적 파급효과를 추정했으며, 분석결과는 <표 4>에 정리했다. VAR 모형을 추정할 때 시차는 슈왈츠 기준(Schwartz criterion, SC)에서 시차 1을 설정했으며, 분산분해 기간은 12개월(1년)을 선정했다.

부산시 아파트 시장의 전체 통합도를 측정하는 총 연계성은 81.47%로 추정되어 높은 시장 통합도를 보였다.³⁾ 다른 지역들에 파급되는 유출 연계성 지표를 살펴보면 해운대구가 189.07%로 가장 높게 추정됐다. 그 다음으로 동래구(181.19%), 진구(131.54%) 순으로 높게 나타났다. 한편, 다른 지역들로부터 영향을 받는 유입 연계성 지표를 분석하면 금정구가 88.84%로 가장 많은 영향을 받으며, 기장(87.65%), 남구(87.33%)가 그 뒤를 잇는다.

유출 및 유입 연계성 추정 결과, 해운대구와 동래구의 유출 연계성은 약 180% 정도 수준으로 유

<표 4> 대칭적 파급효과

지역	유출	유입	순
중구	21.43	79.01	-57.58
서구	62.95	82.91	-19.96
동구	9.93	65.38	-55.44
영도	12.16	83.71	-71.55
진구	131.54	83.07	48.48
남구	84.63	87.33	-2.70
연제	91.99	84.39	7.60
수영	66.27	76.9	-10.64
해운대	189.07	66.15	122.92
금정	84.79	88.84	-4.05
동래	181.19	78.04	103.15
기장	26.22	87.65	-61.43
북구	93.33	86.04	7.29
사상	102.11	85.64	16.47
사하	64.4	86.96	-22.55
총 연계성	81.47%		

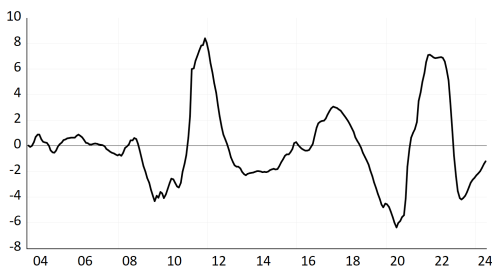
사하게 측정되었다. 반면 유입 연계성은 해운대구 66.15%, 동래구 78.04%로 동래구의 유입 연계성이 약 10%p 더 크게 측정됐다. 해운대구는 부산 지역의 대표 관광지이자 고급 주거 지역으로 외부 수요가 높아 가격 충격을 주변에 전파하는 경향이 있는 반면, 동래구는 주변 구와의 상호 연계가 활발하여 인근 구에서 발생한 가격 충격을 더 많이 흡수하는 특성이 반영된 결과로 해석된다.

다음으로 유출과 유입 연계성을 차감한 순 연계성 지표를 분석하면, 해운대구가 122.92%

3) 분석 지역 및 분석 기간이 상이하여 엄밀히 비교하기는 어렵지만, 선행연구의 총 연계성 수준과 비교하여 본 연구의 총 연계성 추정치를 보다 구체적으로 해석할 수 있다. 예를 들어 전국 주택시장을 분석한 이항용·이진(2014), 장병기(2014)의 연구에서 총 연계성은 각각 53.5%, 53.69%로 측정됐다. 울산광역시의 파급효과를 분석한 손재기·이영수(2019)의 연구에서 총 연계성은 71.14%, 수도권 70개 시군구의 파급효과를 분석한 정준호(2022)의 연구에서는 88.5%로 측정됐다. 이러한 기존 연구와 비교하면 부산시 주택시장은 전국보다 더 높은 수준의 통합도를 보이며, 구 간의 주택가격 변동이 활발하게 전이되는 것으로 해석된다.

(=189.07%-66.15%)로 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로 동래구(103.15%), 진구(48.48%)가 높게 추정됐다. 순 연계성 지표가 높다는 것은 해당 지역이 다른 지역의 가격 변동에 미치는 영향력이 큰 지역을 의미하는데, 부산시에서는 해운대구가 가격 변동의 가장 큰 수신자 역할을 하는 것으로 분석됐다. 반면 영도구(-71.55%), 기장(-61.43%), 중구(-57.58%) 등은 순 연계성이 높은 음의 값을 갖는 것으로 추정됐는데, 이들 지역은 다른 지역들로부터 영향을 받는 종속적인 지역인 것을 의미한다.

다음으로 주택 가격의 파급효과가 비대칭적으로 파급된다는 기존 연구를 고려하여 부산시 아파트 매매가격 순환별로 파급효과를 분석한다. <그림 2>에는 부산시 아파트 매매가격지수의 순환요인을 HP 필터로 추출하여 제시했다. 먼저, 2004~2008년까지는 순환변동이 크지 않으며 대체로 0 근처에서 소폭의 상승과 하락이 반복되다가 2009년 글로벌 금융위기 이후에는 순환요인이 급격히 상승하는 것을 볼 수 있다. 또한 2020년 코로나19 팬데믹이 발생한 이후에도 순환요인이 또 한 차례 급등했는데, HP 필터로 추출된 부산시 아파트 매매가격의 순환요인은 경제 상



<그림 2> 부산시 아파트 매매가격의 순환요인

황에 따라 주기적으로 등락을 반복하는 것을 볼 수 있다. 순환 국면별 파급효과를 측정하기 위해 (식 15)의 가변수를 정의한다. 가변수를 정의할 때 부산시 아파트 매매가격의 순환 요인이 0보다 크거나 같은 경우 확장기로 정의하고 $I_{1,t} = 1$ 로 처리했으며 그 외에는 $I_{1,t} = 0$ 으로 처리했다. 그리고 순환 요인이 음수인 경우에는 수축기로 정의하고 이 경우 $I_{2,t} = 1$ 의 값을 갖고 그 외에는 $I_{2,t} = 0$ 으로 처리했다. 이와 같이 가변수를 정의하면 (식 15)의 VAR 모형에서 순환 국면별로 파급효과를 측정할 수 있다.

<표 5>는 Chiang et al.(2022)의 방법론을 이용하여 아파트 매매가격의 파급효과를 순환 국면별로 구분하여 추정한 결과를 정리했다. 분석결과를 살펴보면 확장기의 총 연계성은 85.05%, 수축기의 총 연계성은 78.92%로 나타났다. 총 연계성의 비대칭도(CAM)는 6.13%(=85.05%-78.92%)로 나타났는데, 이는 파급효과가 비대칭적으로 발생한다는 것을 의미한다. 특히, 본 연구에서는 총 연계성의 비대칭도가 양수로 도출되어 수축기보다 확장기의 파급효과가 더 크게 나타났다. 이는 앞에서 수행한 삼중검정에서 나타난 특징인 확장기의 진폭이 수축기보다 크고, 매매가격이 하방 경직성을 갖는다는 점과 밀접하게 연관된다. 즉, 부산시 주택시장은 확장기에 주택가격 변동이 더 크고, 수축기에는 가격 하락이 제한적이기 때문에 수축기보다 확장기에 매매가격의 파급효과가 더 크게 나타난 것으로 해석된다.

확장기의 유출 및 유입 연계성 지표를 살펴보자. 먼저 유출 지표를 보면 진구(238.36%), 해운대구(234.16%), 동래구(160.02%), 수영구(95.1%) 순

〈표 5〉 주택순환 국면별 파급효과

지역	확장기			수축기		
	유출	유입	순	유출	유입	순
중구	31.34	86.73	-55.39	7.68	57.84	-50.17
서구	36.13	89.92	-53.79	71.72	81.54	-9.82
동구	10.38	68.11	-57.73	26.56	76.18	-49.62
영도	48.07	91.19	-43.12	6.55	74.64	-68.08
진구	238.36	75.39	162.97	96.20	84.17	12.03
남구	46.04	91.52	-45.48	173.45	77.29	96.16
연제	89.90	86.60	3.30	118.82	81.33	37.49
수영	95.10	79.34	15.76	74.11	70.78	3.33
해운대	234.16	69.58	164.58	156.24	70.29	85.95
금정	87.46	90.89	-3.44	30.93	91.09	-60.16
동래	160.02	82.49	77.53	155.71	78.49	77.22
기장	30.12	92.06	-61.95	27.00	86.62	-59.62
북구	54.65	90.84	-36.19	77.31	85.25	-7.94
사상	78.64	90.28	-11.64	87.50	83.39	4.10
사하	35.40	90.82	-55.43	74.06	84.94	-10.88
총 연계성	85.05%			78.92%		

으로 높게 나타났다. 반면 기장(92.06%), 남구(91.52%), 영도구(91.19%) 등은 다른 지역으로부터 영향을 많이 받는 것으로 분석됐다. 다음으로 순 연계성 지표 분석결과, 해운대구(164.58%), 진구(162.97%), 동래구(77.523%), 수영구(15.76%)가 아파트 가격 변동의 주요 전파자로 나타났으며, 기장(-61.95%), 동구(-57.73%), 사하구(-55.43%)는 다른 구들로부터 영향을 많이 받는 지역으로 나타났다.

수축기의 유출 연계성 지표는 남구(173.45%), 해운대구(156.24%), 동래구(155.71%)가 크게 나타났으며, 유입 연계성은 금정구(91.09%), 기

장(86.62%), 북구(85.25%) 순으로 크게 나타났다. 마지막으로 순 연계성은 남구(96.16%), 해운대구(85.95%), 동래구(77.22%) 순으로 높게 나타났다으며, 영도구(-68.08%), 금정구(-60.16%), 기장(-59.62%) 순으로 낮게 나타났다.

3) 네트워크 분석 및 해운대구 중심의 파급효과 분석

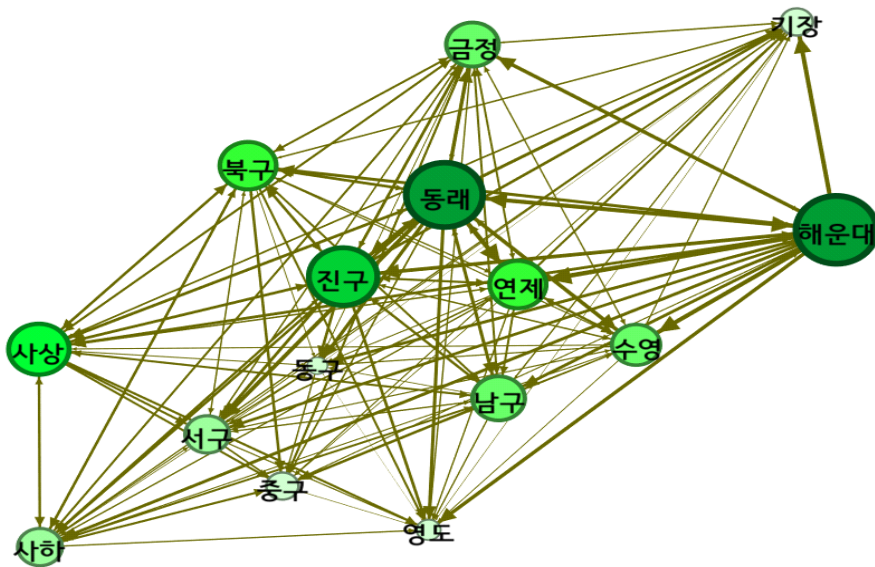
앞에서 정리한 연계성 파급효과 표는 분석 대상 구가 많아 유출, 유입, 순 연계성 지표만 정리하여 제시했다. 그러나 이 방식은 구들 간의 상호연관관계를 파악하지 못하는 한계가 있다. 이를

고려하여 여기서는 네트워크 분석 기법을 도입하여 부산시 구별 주택시장의 연관관계를 시각화하여 파악한다.

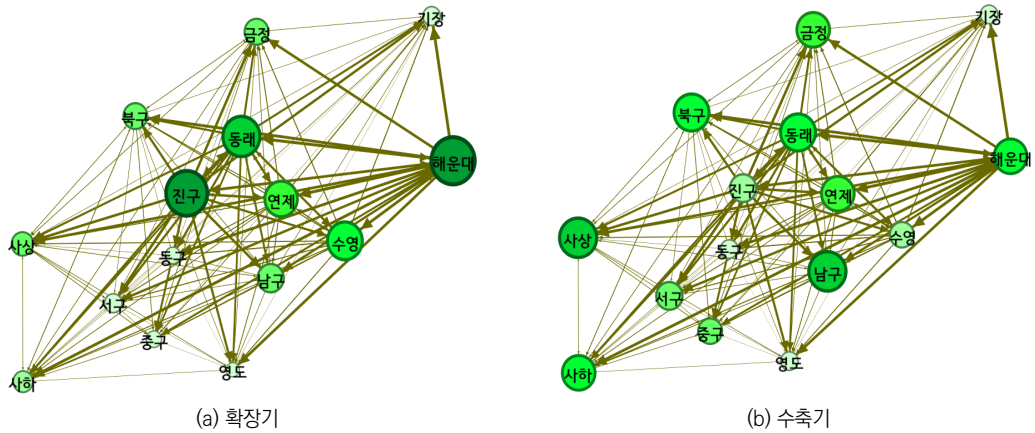
〈그림 3〉에는 부산시 15개 구의 대칭적 파급효과와 네트워크 결과를 제시했다. 원의 크기를 보면 해운대구, 동래구, 진구가 큰 것을 볼 수 있으며, 이들 지역은 원의 음영색도 진한 것을 확인할 수 있다. 특히, 〈표 4〉의 대칭적 파급효과 분석결과에 따르면 해운대구의 순 연계성이 가장 높은 것으로 나타났는데, 해운대구의 경우 인접 지역인 기장, 금정구, 동래구, 연제구, 수영구에 상당히 큰 파급효과를 미치는 것으로 나타났다. 또한, 화살표의 크기를 보면 해운대구는 동래구로부터 받는 영향력이 상당히 높은 것을 볼 수 있는데, 이는 이 두 지역이 서로 밀접히 연결되어 있다는 것을 의미한다. 이와 유사하게 동래구도 인접 지역인 진

구, 연제구와 긴밀히 연결된 것으로 나타났다. 한편, 수영구는 부산시 내에서 중요한 구로 알려졌다. 그러나 〈표 4〉의 순 연계성 지표는 -10.64%로 추정되어 종속적인 시장으로 나타났는데, 이는 네트워크 그림에서 그 원인을 파악할 수 있다. 즉, 수영구의 순 연계성이 음수로 도출된 것은 해운대구와 동래구로부터 받는 영향력이 상대적으로 높기 때문이다. 마지막으로 부산시 원도심 지역인 동구, 서구, 중구, 영도구의 경우 유출 연계성 크기를 의미하는 원의 크기가 작고 음영도 연해 다른 구로부터 영향을 받는 종속적인 시장으로 나타났다.

〈그림 4〉에는 부산시 15개 구의 파급효과를 주택시장 순환 국면별로 구분하여 그래프를 제시했다. 확장기와 수축기의 네트워크 그림을 비교하면 확장기에는 구들 간의 네트워크 연계성이 높고



〈그림 3〉 네트워크 분석: 대칭적 파급효과



〈그림 4〉 네트워크 분석: 주택순환 국면별 파급효과

파급효과가 광범위하게 나타나는 반면, 수축기에는 네트워크의 밀도와 상호작용이 약화되면서 파급효과도 축소되는 것을 볼 수 있다. 특히, 확장기에는 진구가 주요 중심지 중 하나로 활발한 파급효과를 보였으나, 수축기에는 그 영향력이 약화되고 남구의 영향력이 두드러지게 증가했다. 이러한 변화는 주택시장의 순환 국면에 따라 중심지역의 역할이 변화될 수 있음을 시사한다. 한편, 확장기와 수축기에 관계없이 해운대구가 부산시에서 중심적인 역할을 수행하고 원도심인 동구, 서구, 중구, 영도구는 다른 구로부터 영향을 받는 종속적인 시장으로 나타났다.

본 연구의 분석에 따르면 해운대구가 아파트 매매가격의 주요 전파자로 확인됐다. 구체적으로 〈표 5〉의 대칭적 파급효과 분석에서 해운대구의 유출 연계성 지표는 189.07%로 동래구보다 약간 높게 추정됐다. 그러나 파급효과의 순 영향력을 나타내는 순 연계성 지표는 122.92%로 부산시 15개 구 중 가장 높은 값을 기록했는데, 이는 해운

대구가 부산시 주택시장 변동의 가장 중요한 진원지 역할을 수행함을 시사한다. 따라서 해운대구의 주택가격 변동이 타 지역에 미치는 영향을 보다 구체적으로 파악하기 위해 추가로 그랜저 인과관계 분석 및 일반화 충격반응 함수 분석을 수행한다. 이와 같은 분석을 시행할 때 이변량 VAR 모형을 적용하고, 시차는 1로 설정했다.

〈표 6〉에는 해운대구의 그랜저 인과관계 분석 결과를 정리했다. 분석결과를 살펴보면 해운대구는 5% 유의수준에서 부산시 다른 구를 모두 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 반면, 다른 구에서 해운대구로는 기장, 중구 등 일부 지역만 제외하고 대부분의 구에서 그랜저 인과하지 않는 것으로 분석됐다. 이는 해운대구의 아파트 매매가격 변화가 부산 전역의 아파트 가격을 선행적으로 설명할 수 있으며, 부산 전역의 아파트 가격을 예측하는데 유용한 정보를 제공한다는 것을 의미한다.

다음으로 해운대구의 아파트 가격 변화가 동태적으로 다른 구에 얼마나 영향을 미치는지 파악하

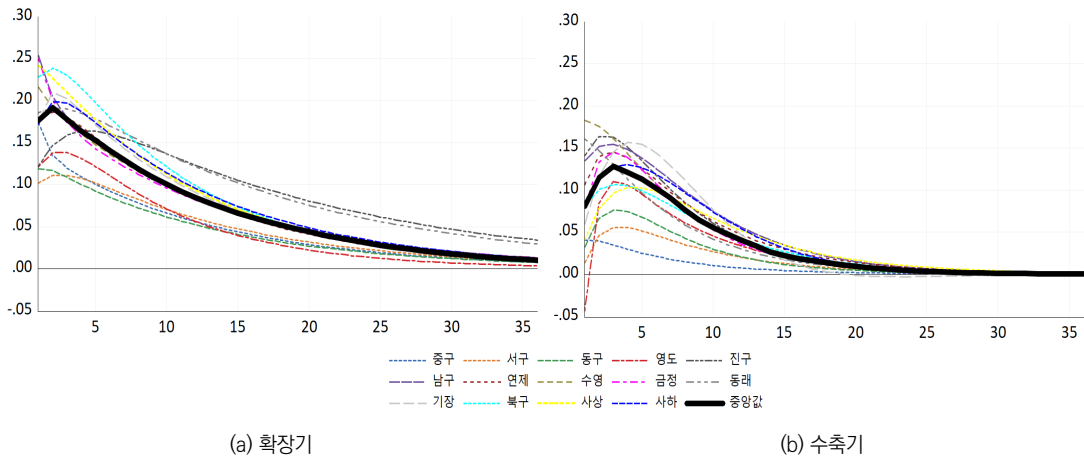
〈표 6〉 해운대구의 그랜저 인과관계 분석

순번	귀무가설	F-통계량	유의확률	귀무가설	F-통계량	유의확률
1	해운대 ⇨ 중구	21.594	0.000	중구 ⇨ 해운대	8.577	0.004
2	해운대 ⇨ 서구	25.616	0.000	서구 ⇨ 해운대	0.211	0.646
3	해운대 ⇨ 동구	35.098	0.000	동구 ⇨ 해운대	1.045	0.308
4	해운대 ⇨ 영도	62.486	0.000	영도 ⇨ 해운대	0.022	0.882
5	해운대 ⇨ 진구	25.715	0.000	진구 ⇨ 해운대	0.017	0.896
6	해운대 ⇨ 남구	40.942	0.000	남구 ⇨ 해운대	2.660	0.104
7	해운대 ⇨ 연제	45.924	0.000	연제 ⇨ 해운대	0.111	0.740
8	해운대 ⇨ 수영	34.526	0.000	수영 ⇨ 해운대	0.022	0.883
9	해운대 ⇨ 금정	51.191	0.000	금정 ⇨ 해운대	3.063	0.081
10	해운대 ⇨ 동래	9.968	0.002	동래 ⇨ 해운대	0.648	0.422
11	해운대 ⇨ 기장	59.110	0.000	기장 ⇨ 해운대	6.600	0.011
12	해운대 ⇨ 북구	28.890	0.000	북구 ⇨ 해운대	0.657	0.418
13	해운대 ⇨ 사상	23.148	0.000	사상 ⇨ 해운대	0.304	0.582
14	해운대 ⇨ 사하	37.751	0.000	사하 ⇨ 해운대	3.544	0.061

기 위해 충격반응 분석을 시행한다. 특히, 부산시 순환 국면별 파급효과를 파악하기 위해 해운대구가 다른 구에 미치는 충격반응을 확장기와 수축기로 구분하여 추정했다.

〈그림 5〉에는 해운대구의 주택가격 변화율이 1 표준편차 상승할 경우, 그 충격이 타 지역에 어떻게 파급되는지를 확장기와 수축기로 구분하여 제시했다. 분석 결과를 살펴보면 순환 국면과 관계없이 해운대구의 아파트 가격 상승 충격이 발생하면 다른 지역에 모두 양의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 단, 이러한 파급효과의 크기와 지속성은 구별로 이질적으로 나타났는데, 이는 지역 간 연계 정도의 차이로 발생한 결과로 보인다. 추가적으로 해운대구가 다른 구에 파급되는 충격반응의 중앙값을 나타낸 굵은 검정색 선을 보면 수

축기보다 확장기에 충격반응의 소멸 속도가 느린 것을 볼 수 있는데, 이는 확장기에는 시장 과열 심리가 작용하여 충격이 더 오랜 기간 지속되는 것으로 판단된다. 또한, 수축기보다 확장기에 중앙값이 더 큰 것을 확인할 수 있다. 이는 해운대구의 아파트 매매가격 충격이 발생했을 때, 수축기보다 확장기에 그 효과가 부산 전역에 더 크게 파급됨을 의미한다. 이러한 결과는 〈표 5〉에서 확인된 바와 같이, 해운대구의 유출 연계성이 수축기(156.24%)보다 확장기(234.16%)에 더 높게 나타난 분석 결과와도 일맥상통하며, 확장기에 해운대구의 시장 주도력이 더욱 강화되는 특징을 보여준다.



〈그림 5〉 해운대구의 일반화 충격반응함수

V. 결론

본 연구는 부산시 아파트 시장을 대상으로 주택가격 변동의 파급효과가 주택순환 국면에 따라 어떻게 달라지는지를 분석했다. 기존 연구들은 주택시장의 파급효과를 대칭적으로 가정하거나 수도권 지역에 집중해 분석한 반면, 본 연구는 비수도권 광역시인 부산시를 중심으로 가격 변동의 비대칭성과 국면별 파급효과를 분석했다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 먼저, 삼중검정 결과 부산시 주택가격은 순환변동에 따라 비대칭적인 특징을 보였다. 특히, 주택가격 급등 시기에 과열 현상이 발생하며, 통계적 유의성이 낮은 지역들이 존재하지만 대부분의 구에서 주택가격은 하방 경직성을 갖는 것으로 분석됐다. 다음으로 주택가격의 파급효과를 분석한 결과 부산시 주택 시장은 지역 간 높은 연계성을 보였으며, 확장기에는 수축기보다 파급효과의 강도와 범위가 더 크

게 나타났다. 이는 확장기 동안 주택 상승 기대심리의 확산과 투자 수요 증가로 인해 가격 충격이 보다 광범위하게 전이된다는 점을 시사한다. 또한, 해운대구는 부산시 아파트 시장을 주도하는 핵심 지역으로 분석됐으며, 인접 지역은 물론 부산 전역으로 가격 충격이 확산되는 중심축 역할을 수행하는 것으로 분석됐다.

본 연구의 분석 결과는 다음의 정책적 함의를 제공한다. 먼저 본 연구에서는 해운대구가 부산시 주택시장에서 가장 영향력이 높은 시장으로 분석됐는데, 향후 해운대구의 주택 가격 급등 또는 급락으로 인한 시장 불안정성이 다른 구로 확산될 가능성이 존재하므로, 중심 지역에 대한 지속적인 모니터링이 필요하다. 또한 균형 발전 측면에서 특정 지역에 시장 주도성이 집중될 경우 장기적으로 주거 양극화가 심화될 우려가 있으므로 인접 지역으로 수요를 분산시킬 정책이 필요하다. 다음으로 주택가격의 파급효과는 비대칭적으로 발생했는데, 이러한 결과는 주택시장 국면에 따

라 파급경로와 강도가 달라질 수 있음을 시사한다. 또한, 획일적인 정책이 아닌 국면별로 차별화된 정책 대응의 필요성을 뒷받침한다. 구체적으로 가격 상승기에는 기대심리 억제를 통한 과열 방지책이 필요하며, 가격 하락기에는 신용경색이 심화될 경우 주택시장의 회복이 지연될 수 있으므로 자금 흐름을 원활히 하기 위한 정책 대응이 필요하다.

마지막으로 본 연구에서 제시한 총 연계성의 비대칭도는 확장기와 수축기의 파급효과 차이를 수치로만 제시했으며, 통계적 유의성 검정을 시행하지 못했다. 이로 인해 수축기보다 확장기의 파급효과가 강하다는 것은 정성적 해석 수준에 머무른다는 한계가 있다. 따라서 향후 연구에서는 총 연계성의 비대칭도를 부트스트랩 등의 방법을 이용하여 통계적 유의성을 검정하고 국면별 차이에 대한 명확한 결론을 내릴 필요가 있다.

ORCID

이우석 <https://orcid.org/0000-0001-5451-1111>

참고문헌

- 고희운, 강상훈. (2023). 한국주택시장에서의 전이효과 분석: 분위별 전이지수 방법 활용. *주택금융연구*, 7(1), 131-152.
- 김상배, 이승아. (2021). 대도시 아파트매매가격 변동성의 전이효과: 상승기와 하락기를 중심으로. *주택연구*, 29(2), 107-133.
- 김세완, 박기정. (2006). 주택가격의 동태적 특성과 지역 인과성에 관한 연구: STAR 모형을 통한 비선형 추정을 중심으로. *지역연구*, 22(2), 55-78.
- 김의준, 김양수, 신명수. (2000). 수도권 아파트 가격의 지역간 인과성 분석. *국토계획*, 35(4), 109-124.
- 박진백, 홍민구. (2019). 서울 주택시장의 기간별 전이효과. *금융공학연구*, 18(1), 141-165.
- 박천규, 김지혜, 황관석, 오민준, 최진, 권건우, 오아연, 황인영. (2021). *주택구매소비자의 의사결정구조와 주택시장 분석*. 국토연구원.
- 서승환. (2007). 주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구: 강남구 물결효과를 중심으로. *서울도시연구*, 8(4), 1-13.
- 손재기, 이영수. (2019). 울산광역시 지역별 주택가격의 동적 연관성 분석. *부동산도시연구*, 11(2), 105-121.
- 이우석. (2022). 한국 주택시장의 권역별 비대칭 연계성 분석. *주택연구*, 30(1), 5-41.
- 이항용, 이진. (2014). 아파트 매매가격의 지역 간 전이효과: 일반화 예측오차 분산분해를 이용한 7개 대도시를 중심으로. *국토연구*, 82, 3-15.
- 장병기. (2014). 주택가격의 지역 간 전이효과와 시간가변 특성. *주택연구*, 22(2), 5-30.
- 정준호. (2022). 수도권 아파트 매매가격 변동의 확산효과. *한국경제지리학회지*, 25(1), 147-170.
- André, C., Antonakakis, N., Gupta, R., & Zerihun, M. F. (2017). Asymmetric behavior in nominal and real housing prices: Evidence from emerging and advanced economies. *Journal of Real Estate Literature*, 25(2), 409-425.
- André, C., Gupta, R., & Muteba Mwamba, J. W. (2019). Are housing price cycles asymmetric? Evidence from the US States and metropolitan areas. *International Journal of Strategic Property Management*, 23(1), 1-22.

15. Baruník, J., Kočenda, E., & Vácha, L. (2017). Asymmetric volatility connectedness on the forex market. *Journal of International Money and Finance*, 77, 39–56.
16. Chiang, S., Hui, E. C. M., & Chen, C. F. (2022). Asymmetric housing information diffusions in China: An investor perspective. *Urban Studies*, 59(10), 2036–2052.
17. Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134.
18. Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation. *Housing Studies*, 14(6), 733–753.
19. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29.
20. Randles, R. H., Fligner, M. A., Policello, G. E., & Wolfe, D. A. (1980). An asymptotically distribution: Free test for symmetry versus asymmetry. *Journal of the American Statistical Association*, 75(369), 168–172.
21. Verbrugge, R. (1997). Investigating cyclical asymmetries. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2(1), 15–22.
22. Wang, X. (2025). The quantile connectedness of the international housing market. *Journal of International Money and Finance*, 152, 103266.

논문 접수일: 2025년 7월 1일

심사(수정)일: 2025년 10월 31일

게재 확정일: 2025년 11월 14일

국문초록

본 연구는 부산시 주택시장을 대상으로 주택가격의 파급효과가 주택순환 국면에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석했다. Randles et al.의 삼중검정을 통해 이용하여 주택가격의 비대칭성을 검증하고, Diebold and Yilmaz의 연계성 분석법을 적용해 구별 아파트 가격 간 상호 연관성과 파급효과를 측정했다. 분석결과, 부산시 주택가격은 순환 국면에 따라 비대칭적인 특성을 보였으며, 지역 간 높은 연계성이 확인되었다. 특히 주택시장 확장기에는 수축기보다 파급효과의 강도와 범위가 더욱 크게 나타났다. 마지막으로 해운대구는 부산시 아파트 시장에서 중심적 역할을 하는 지역으로, 가격 충격이 인근 지역과 부산 전역으로 확산되는 핵심적인 역할을 하는 것으로 나타났다.

주제어 : 주택가격, 파급효과, 주택순환 국면, 비대칭성