

서울권과 인접권역 주택시장의 연쇄적 가격 전이효과 : 패널 VECM의 적용*

Sequential Spillover Effect between Greater Seoul and Adjacent Regional Housing Markets

: Application of the Panel VECM

서원석**

Wonseok Seo**

Abstract

This study empirically analyzed the sequential spillovers in greater Seoul (Seoul, Gyeonggi, Incheon) and adjacent regional housing markets including Gangwon and Chungcheong regions. Specifically, a panel VECM and panel Granger causality analysis were employed to examine whether housing price spillovers from Seoul extend to the surrounding metropolitan areas (Gyeonggi and Incheon), whether secondary spillover effects reach adjacent outskirt regions, and whether direct spillovers occur between Seoul and these outskirt regions. The main results are as follows. First, the Seoul housing market exhibited Granger causality with the surrounding metropolitan areas in the short term. Second, however, Seoul and the metropolitan areas appear to form distinct housing markets with their own status in the long run. Third, fluctuations in the Gyeonggi housing market were found to increase instability in the Incheon housing market. Fourth, the impact of the Seoul housing market appeared to be more significant in the Gangwon region compared to the Chungcheong areas. Fifth, housing market dynamics in Greater Seoul followed a sequential pattern, spreading from Seoul to Gyeonggi and then from Gyeonggi to Incheon. Finally, the analysis confirmed a sequential spillover effect from Seoul and the metropolitan area to the Gangwon and Chungcheong regions. These results suggested that continued policy efforts are necessary to stabilize housing prices in Seoul. In the process, policymakers should develop detailed measures with the recognition that housing policy spillover effects can extend beyond the metropolitan areas to the Gangwon and Chungcheong regions.

Keywords: Housing Price, Housing Market, Spillover Effect, Panel VAR, VECM, Granger Causality

1. 서론

2022년 11월 기준 서울권(서울, 경기, 인천)은 우리나라 인구의 절반이 넘게 집중되어 있으며, 경제,

문화, 교통, 행정, 정치 등 제 분야의 중심지 기능을 수행하고 있다. 이처럼 인구와 기능의 중심성이 서울권에 있다는 것은 주택시장의 핵심도 바로 이 권역에 있음을 의미한다.

*이 논문은 2022년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회분야 중견연구지원사업의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2022S1A5A2A01045739).

**중앙대학교 도시계획·부동산학과 교수(wseo@cau.ac.kr)

중심성이 있는 주택시장은 당연히 선호되며, 주택 가격은 높게 형성된다. 2022년 하반기 실거래 평균 주택(아파트) 매매가격을 살펴보면, 서울이 1m²당 약 1,300여만 원, 수도권(경기, 인천) 663여만 원, 강원도 252여만 원, 충청북도 239여만 원, 충청남도 241여만 원¹⁾으로 서울권 주택가격이 인접한 권역에 비해 압도적으로 높게 나타났다.

최근 들어 나타나고 있는 주택경기 침체에도 불구하고 서울 주택시장은 가격하락이 방어되는 양상이 보인다²⁾. 즉, 서울 주택시장의 수요가 꾸준하다는 것이다. 하지만 인구이동 추세를 보면 다른 측면을 파악할 수 있는데, 2023년 통계청 자료에 따르면 매 월 3,000~4,000명의 인구가 감소하는 등 서울 순 진출이 지속되고 있다. Seo and Kim(2020)은 이러한 현상을 비자발적 주거이동으로 설명한 바 있다. 서울과 경기도를 대상으로 한 주택시장과 인구이동의 관계 실증분석을 통해 서울의 높은 주택가격에 대한 부담으로 인해 수도권(특히 경기도)으로 비자발적인 주거 이동을 한다는 것이다.

인구변화와 주택가격 간 비동조화 현상이 나타나 는 서울 주택시장은 이러한 측면에서 주변 지역 주택시장에 큰 영향을 미칠 수 있다. 특히 이러한 현상은 연쇄적 주거 이동을 일으키게 되고, 주택가격의 연쇄적 전이효과를 동반할 가능성이 크다.

기존 연구들이 서울권과 인접한 지역 주택시장의 관계(서승환, 2007; 김현학, 2017; 강임호, 2019; Seo and Kim, 2020; 전해정, 2020; Kim and Seo, 2021; 김리영, 2021; 정준호, 2022)를 파악한 바 있다. 하지만 이러한 관계가 서울권과 직접적으로 인접하지 않지만, 공간적으로 연속된 지역에 가격 연쇄효과를 일으키는지를 파악한 연구는 상대적으로 부족했다.

우리나라에서 가장 중심적인 역할을 하는 서울의

주택시장 변화는 국가의 경제 변동성을 높이는 원인이 된다(Kim and Seo, 2021). 동시에 지역 주택시장에 대한 외부효과를 높여, 해당 주택시장의 불안정성도 가중시킨다. 물론 이와 같은 전이효과는 서울 주택시장을 어느 정도 대체할 수 있는 수도권과 지방 대도시권을 중심으로 나타나는 것이 일반적이다(이향용·이진, 2014; 김현학, 2017). 하지만 이 효과가 인접권역에 대한 공간적 연쇄성을 가지게 된다면 주택시장 불안정성은 국지적 특성이 아닌 전역적 특성을 가지게 되므로 기존과는 다른 측면에서 주택정책을 펼칠 필요가 있다.

본 연구는 이러한 관점에서 서울권(서울, 경기, 인천)과 인접권역(강원, 충남, 충북)에 대한 연쇄적 가격 전이효과를 실증 분석함으로써 우리나라 주택시장 변동의 원인을 미시적으로 고찰한다. 구체적으로 서울 매매가격의 1차 전이효과가 수도권(경기, 인천)에 나타나는지, 1차 전이효과가 나타난 권역과 인접한 외곽 권역에 연쇄적 전이효과가 있는지를 중심으로 지역(권역)패널 자료를 이용한 패널자기회귀모형(Panel Vector Autoregression Model; 패널 VAR)과 패널그랜저인과분석(Panel Granger Causality Analysis)을 이용해 검토하고, 이를 바탕으로 우리나라 주택정책에 주는 시사점을 살펴본다.

2. 선행연구 검토

본 연구의 핵심 주제인 우리나라 주택시장의 가격 연쇄효과는 주거 및 인구이동(김리영·서원석, 2017; 이호준 외, 2018), 전이효과(전해정, 2020; Seo and Kim, 2020; Kim and Seo, 2021), 물결효과(서승환, 2007), 동조화(장한익, 2019), 확산효과(김현학, 2017; 정준호, 2022) 측면에서 연구가 진행되었다.

이를 최근 연구를 중심으로 살펴보면, 먼저 김리

1) 통계청 “6~10월 아파트 매매 실거래 평균가격” 참조.

2) “주택시장 온기, 강남권→서울 전체 퍼졌다”(이예슬, 2023) 기사 참조.

영·서원석(2017)은 수원시를 중심으로 인구 규모가 유사한 성남시, 용인시를 대상으로 도시 간 인구 이동과 주택시장 변동성 관계를 파악하였다. 그 결과 물리적으로 연담화 되어 있는 도시 간에는 상호 주택시장 영향이 나타나며, 특히 전세가격 영향이 크다는 결론을 도출하였다. 반면 서승환(2007)은 서울 강남지역의 전세가격은 주변 지역의 매매 및 전세가격 변화에 별다른 영향을 주지 못한다고 하였는데, 시기적으로 10여 년의 차이가 있고, 우리나라에서 평균 전세가격이 가장 높은 강남지역을 중심으로 하였다는 점에서 다른 결과가 나타난 것으로 보인다.

장한익(2019)은 전국 47개 지역을 대상으로 네트워크 분석을 이용해 주택가격의 동조화 현상을 분석하였다. 그 결과 수도권과 지방은 상호 간의 동조화가 아닌 그룹(수도권, 지방) 내 동조화가 발생한다는 점을 확인하였다. 또한 수도권 도시 주택시장 간 나타나는 강한 동조성은 지방에 대한 동조성 약화를 초래한다는 사실을 밝혔다. 강임호(2019) 역시 수도권과 비수도권 주택시장 관계 비교를 통해 두 지역 간 안정적인 관계가 형성되지 않는다고 하였다.

다음으로 Seo and Kim(2020)은 서울과 경기도 간 주택시장 물결효과를 아파트 매매와 전세를 구분해 파악하였다. 서울과 경기도의 주택시장은 밀접한 관계가 있었는데, 서울의 전세가격과 경기도의 매매 가격이 핵심 역할을 하는 것으로 나타났다. 이와 함께 경기도 주택매매 시장이 서울 주택시장에 종속되어 있어 서울의 주택가격 변화가 경기도 주택가격에 빠르게 전가될 수 있다는 결론도 얻었다. Kim and Seo(2021)는 구체적으로 서울 서북권과 경기도 경의권 주택시장의 공간적 전이현상을 매매가격과 전세가격을 중심으로 검토하였다. 그 결과 전세가격은 인접한 주변 지역의 영향을 더 크게 받는다는 점을 알 수 있었지만, 매매가격은 인접 지역 영향보다는 가격이 가장 높은 수위도시의 영향이 더 크다는 사

실을 밝혔다.

김리영(2021)은 세종시 건설 이후 서울과 수도권, 세종, 대전, 충청권 주택시장의 지역 간 전이현상을 미시적으로 고찰하였다. 연구 결과 서울과 세종시는 전이현상이 크게 나타나지 않았으나, 세종, 대전을 포함한 충청권은 상호 가격변동의 영향이 크게 나타나고 있음을 확인하였다.

정준호(2022)는 서울, 경기, 인천을 포함하는 수도권 70개 시군구를 대상으로 아파트 매매가격 확산 효과를 가격변동기를 구분해 분석하였다. 도출된 결과를 살펴보면, 가격급등기 이전에는 강남의 수도권 아파트시장에 대한 영향이 실재하는 것으로 드러났다. 김현학(2017), 고희운·강상훈(2023) 역시 유사하게 강남 주택시장의 타 주택시장에 대한 전이효과가 크다는 결과를 얻었다. 하지만 정준호(2022)의 연구에 따르면 가격급등기에는 서울의 수요를 대체하거나 보완할 수 있는 수도권 일부 지역이 강남효과를 대체하는 것으로 나타났다.

이상에서 살펴본 최근 연구를 통해 서울과 수도권, 서울과 비수도권, 비수도권과 비수도권 간 주택시장 관계가 밀도 있게 검토되었음을 확인하였다. 인접해 있는 지역을 중심으로 상호 유의한 관계를 형성하는 사례가 많았으며, 서울이 대체로 가격변동의 중심 역할을 하고 있었다. 하지만 이러한 결과에도 불구하고 우리나라 주택시장의 증추 역할을 하는 서울 주택시장, 인접해 있는 수도권(경기, 인천) 주택시장, 그리고 그 외곽에 위치한 인접권역(강원, 충청) 주택시장이 어떻게 연쇄적으로 상호 인과 및 영향 관계를 보이고 있는지에 대해 심도 있게 파악한 연구는 미비하였다.

주택시장의 가격변화는 인접한 지역(권역)에만 영향을 미치는 것이 아니고 연쇄적·순차적 변화를 일으킬 수밖에 없다. 이러한 측면에서 본 연구는 우리나라 주택시장의 증추 역할을 하는 서울권(서울과 수도권), 강원권, 충청권 매매가격의 연쇄적 전이

효과를 시계열적으로 살펴봄으로써 기존 연구의 한계를 개선하고자 한다. 그리고 이를 바탕으로 주택 정책에 주는 시사점을 제시한다.

3. 분석의 틀

3.1 연구대상 범위 및 자료

본 연구는 가격 전이효과가 연쇄적으로 나타날 수 있다는 점에서 미시적으로 우리나라 수도도시(종주도시, Primate City)인 서울의 주택시장이 인접한 수도권(경기, 인천)에 1차 전이효과(1st Effect)를 일으키는지, 수도권 외곽의 강원권, 충청권(충청남도, 충청북도)에 연쇄적 전이효과(2nd Effect)를 일으키는지, 서울·수도권·외곽권이 상호 전이효과를 가지는지를 다각도로 실증분석 하였다(Fig. 1 참조).

연구대상 범위는 Fig. 2와 같이 서울특별시(SEOUL), 수도권(경기도(GG), 인천광역시(IC)), 강원도(GW), 충청남도(CN), 충청북도(CB) 권역으로 설정하였다. 그리고 타 권역 주택시장 변동이 주는 권역별 충격 추세 및 영향 정도를 시계열 모형을 이용해 검토하였다.

실증분석을 위한 기초자료는 주택법(제88조 및 89조), 동법 시행령(제91조)에 따라 한국부동산원이 2006년 이후 작성하고 있는 공동주택실거래가격지수 항목 중 아파트 실거래가를 바탕으로 하였다.

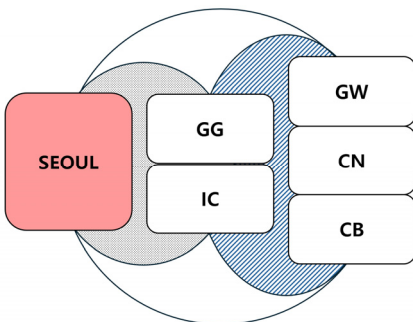


Fig. 1. Flow of Sequential Spillover Effect among Regions

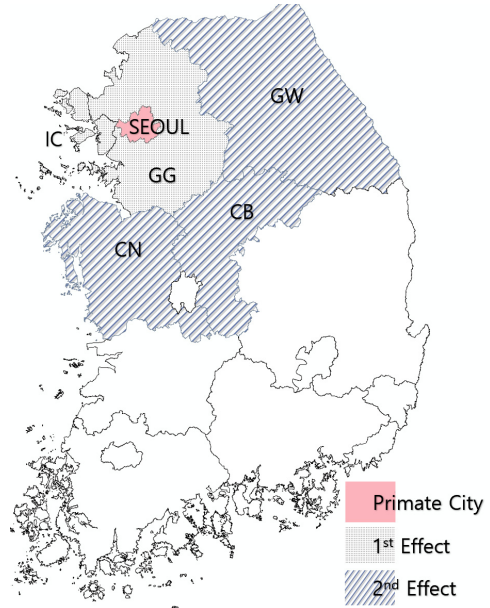


Fig. 2. Research Target

이 자료는 부동산 거래신고 등에 관한 법률에 의거 매매계약을 체결한 후 신고한 아파트 거래가격을 대상으로 하고 있다.

본 연구는 우리나라의 가장 보편적 주택 유형임과 동시에 거래 사례가 가장 많은 아파트를 대상으로 자료가 제공되는 최초 시점인 2006년 1월부터 최근 시점인 2024년 5월까지 총 222개월의 월간 지역별 평균 매매가격(시도별)을 추출해 활용하였다.

3.2 분석방법

아파트 가격의 권역별 연쇄효과를 분석하기 위해 지역(권역)패널 자료를 이용한 시계열 분석인 패널 VAR 모형을 적용하였다. 이 방법은 변수의 내생성을 구분하지 않고 모두 내생화해 적용할 수 있는 다변량 시계열모형으로, 변동량 설명시 모형에 사용하는 타 변수의 시차까지 고려할 수 있다(김진수, 2020). 패널자료를 이용했다는 점에서 패널모형도 사용이 가능하나 변수 간 상호인과성으로 인해 내생성 문제(이현미·전해정, 2020)가 발생할 수 있다. 또

한 패널 VAR 모형은 일반 시계열자료가 아닌 패널자료를 이용하기 때문에 통계적 유의성이 우수(이재석 외, 2021)하다고 인정된다.

VAR 모형의 기본 함수식은 다음 식 (1)과 같은데, y_t 와 x_t 는 각각 내생변수와 외생변수, α, β 는 회귀계수, t, p 는 시간과 시차, ϵ 는 오차항을 각각 의미한다(김리영·서원석, 2014; 이영수·이완석, 2018).

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_q y_{t-q} + \beta x_t + \epsilon_t \quad (1)$$

이때 VAR 모형에서 사용된 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하면 장기적인 균형관계를 고려해야 하는데, 장기적인 균형관계에서 이탈되는 부분을 단기적 조정과정을 통해 수정할 필요가 있다. 이럴 때 오차수정모형을 VAR 형태로 확장한 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 사용해 변수의 문제를 해결한다.

또한 지역 패널자료를 이용한 그랜저인과분석(패널그랜저인과분석)을 사용해 아파트 가격의 권역 간 인과관계를 확인하였다. 이 방법은 패널자료를 이용해 자기 공간(권역)변수와 타 공간(권역)변수의 시차를 모형에 적용함으로써 변수 간 인과관계를 통계적으로 검정한다는 특징이 있다(Granger, 1969; 최명섭·김준형, 2016). 이때 자기 및 타 공간 변수는 식 (2) 및 식 (3)과 같은 기본 형태를 가진다(최명섭·김준형, 2016; 이영수·이완석, 2018; 서원석, 2019; 김리영·서원석, 2020).

$$\Delta Y_{it} = \sum_{f=1}^F \alpha_j^{(f)} X_{jt-f} + \sum_{f=1}^F \beta_i^{(f)} Y_{it-f} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\Delta X_{jt} = \sum_{f=1}^F \gamma_j^{(f)} X_{jt-f} + \sum_{f=1}^F \theta_i^{(f)} Y_{it-f} + \delta_{jt} \quad (3)$$

여기서 Y_{it}, X_{jt} 는 자기 및 타권역 t 시점의 주택가격

지수, $\alpha, \beta, \gamma, \theta$ 는 Y 의 과거변수가 X 의 그랜저원인 인지를 파악하는 회귀계수, f 는 시차, ϵ, δ 는 오차항을 각각 의미하며, 1차효과에서 타 공간(권역)은 2차효과에서는 자기 공간(권역)으로 간주된다.

그랜저인과관계 검정을 위한 기본적인 귀무가설은 (1) 서울의 아파트가격 변화는 수도권(경기, 인천) 아파트가격 변화에 영향을 주지 않는다(서울 \neq 수도권), (2) 수도권의 아파트가격 변화는 인접한 강원 및 충청권 아파트가격 변화에 영향을 주지 않는다(수도권 \neq 강원·충청권) 그리고 (3) 서울의 아파트가격 변화는 강원 및 충청권 아파트가격 변화에 영향을 주지 않는다(서울 \neq 강원·충청권)로 설정하였다. 이때 X 는 Y 의 그랜저원인(Granger Causality)이 될 수 없다는 가설을 기각한다면, X 와 Y 는 그랜저원인 관계가 있음을 확인할 수 있다.

4. 실증분석

4.1 기초통계 및 자료검정

본 연구는 한국부동산원이 실제 거래되어 신고된 공동주택 가격정보를 이용해 작성한 공동주택실거래가격지수(한국부동산원, 2024a) 중 제공된 지역별 아파트 평균 매매가격(만 원/m²) 222개월(2006년 1월부터 2024년 5월)의 월간 자료(서울, 경기, 인천, 강원, 충남, 충북)를 실증분석에 사용하였다. 일반적으로 실증분석을 위한 가격자료는 가격지수와 원자료 평균값을 사용하게 된다. 가격지수는 변화의 폭을 기준으로 한다는 점에서 지역 내 가격변동률을 산정하고 이를 토대로 한 분석에 주로 사용된다. 반면 원자료 평균값은 추세를 관찰하기 위해 사용되며, 당월의 지역 간 가격수준 비교를 위해 주로 활용된다. 본 연구는 월 평균 실거래가격이 지역 간 가격 전이효과의 경향성을 파악하기 더 쉽고, 가격지수의 경우 기준시점을 바탕으로 지수가 조절된다는 점에서 실거래 평균가격을 이용하였다.

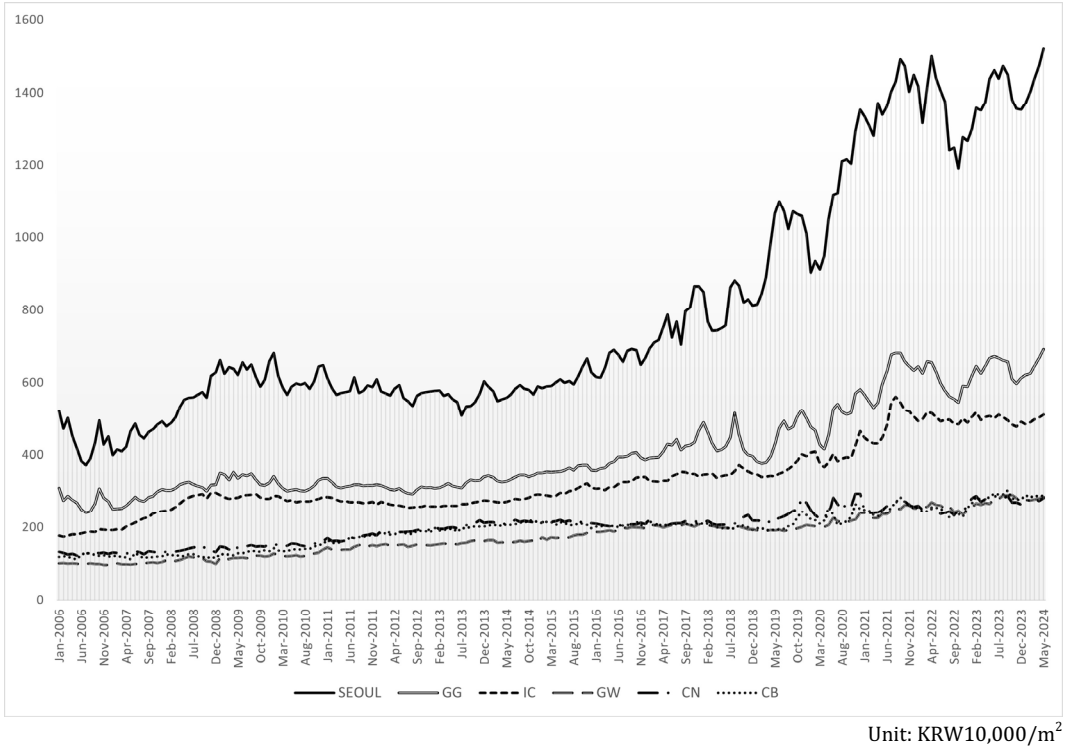


Fig. 3. Trends of Apartment Average Sales Price in Research Targets

권역별 아파트가격 변동추세를 살펴보면, 자료가 제공된 기간인 222개월 동안 서울의 주택가격 변동이 521.3만 원(2006년 1월)에서 1521.6만 원(2024년 5월)으로 가장 크게 나타났다. 수도권 지역인 경기와 인천 역시 기타 권역(강원, 충남, 충북)과 비교해 2010년대 후반 이후 높은 가격 상승이 이루어졌다(Fig. 3 참조).

기초통계 결과를 좀 더 구체적으로 보면, 222개월간 서울의 평균 실거래 매매가격은 m²당 795.39만 원으로 가장 높았으며, 경기(406.03만 원), 인천(330.06만 원) 순으로 나타났다. 비수도권 중에는 충남이 201만 원을 넘었으나 충북과 강원은 전 기간 평균 200만 원을 넘지 않았다(Table 1 참조). 다만 2024년 5월 기준 평균 실거래 가격은 강원 284.2만 원, 충남 281.1만 원, 충북 288.2만 원으로 편차는 크지 않았다. 이를 토대로 연구 대상 권역은 서울, 수도

권(경기, 인천) 그리고 수도권 인접권 또는 외곽권(강원, 충남, 충북)이 아파트가격 측면에서 각각 유사 수준의 주택시장을 형성하고 있음을 확인하였다.

실증분석에 앞서 패널자료에 대한 안정성 및 정상성을 파악해야만 하는데, 불안정한 시계열로 확인된다면 자료의 차분(Difference)을 통해 불안정성을

Table 1. Variables and Descriptive Statistics

Region	Average	Min	Max	St.Dev
SEOUL	795.39	372.3	1521.6	330.27
GG	406.03	240.1	691.4	123.05
IC	330.06	174.1	560.7	94.28
GW	175.41	95.7	289.2	53.83
CN	201.40	121.7	293.7	47.19
CB	192.63	111.8	302.7	49.54

Note: St.Dev denotes standard deviation

Unit: KRW10,000/m²

Table 2. Results of Unit Root Test

Region	ADF			P-P		
	Lag Length	Level	1st Order Difference	Lag Length	Level	1st Order Difference
SEOUL	1	-0.1358	-14.6501***	1	0.2734	-15.5469***
GG	1	-0.2213	-11.0007***	1	0.4605	-15.6593***
IC	1	-1.4115	-11.7056***	1	-1.2413	-11.4697***
GW	1	-0.4000	-17.5845***	1	-0.3035	-18.6352***
CN	1	-1.1783	-16.1340***	1	-0.7873	-21.2787***
CB	1	-1.0742	-16.3232***	1	-0.7516	-18.8016***

Note: *** p<0.01

제거해야 한다. 이 과정은 추세로 인한 불안정성 완화와 더불어 계절성을 제거하는 효과도 얻을 수 있다(이상경 외, 2009; 김리영·서원석, 2020; 정진오·정재호, 2023). 본 연구는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 함께 계열상관과 이분산 조정이 가능한 P-P(Phillips-Perron) 검정을 동시에 시행해 로그 변환 수준(Level) 자료의 단위근(Unit Root) 여부를 확인하였다.

ADF 및 P-P 검정 결과 모든 권역 수준자료가 단위근이 존재하였고, 1차 차분을 통해 확인한 결과 검정 통계량의 절대값이 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다(Table 2 참조).

시계열모형은 기본적으로 시간의 흐름에 따라 시계열 평균값 및 상관계수가 변하지 않는다는 가정을 하고 있다. 그러나 비정상 시계열 자료를 사용하면 관련 없는 변수임에도 불구하고 유의한 것처럼 보이는 가성회귀 문제를 가지는 경우가 많다. 하지만 변수들이 장기 균형 관계를 맺고 있다면 앞서 언급한 바와 같이 오차수정모형을 VAR 형태로 확장한 VECM모형을 사용해 문제를 해결할 수 있다(서원석, 2019; 전해정, 2020). 본 연구는 요한슨공적분검정(Johansens's Cointegration Test)을 이용해 변수간 장기 균형 관계를 확인하였다. 검정 결과 Trace와

Max-eigenvalue 통계량 값 모두 5% 유의수준에서 각각 2개와 3개의 공적분이 있는 것으로 나타났다(Table 3 참조). 따라서 패널 VECM을 실증분석에 적용하였으며, 공적분 관계가 있을 때 수준자료를 차분하지 않고 분석에 적용할 수 있다는 점에서 단위근과는 관계없이 로그 변환한 수준자료를 사용하였다.

분석모형의 적정시차는 대체로 FPE, AIC, SC, HQ 정보기준을 활용하는데, 분석 결과 FPE, AIC, HQ는 시차 2를, SC는 시차 1로 나타났다(Table 4 참조). 이에 각각의 정보기준 값이 다르다는 점에서 본 연구는 동일한 결과 빈도가 가장 높은 시차 2를 적정시차로 판단하였다. 하지만 본 연구의 목적이 주택시장의 연쇄적 가격 전이효과를 살펴본다는 점에서 단일 시차가 아닌 다중 시차(단기, 중기, 장기)를 적용해 그랜저인과관계분석, 충격반응분석(Impulse Response Analysis), 그리고 출레스키분산분해분석(Cholesky Decomposition Analysis)을 실시하였다.

4.2 패널그랜저인과관계 분석결과

서울 및 수도권 주택(아파트) 가격의 연쇄적 상호인과관계를 파악하기 위해 단기(Lag 1), 중기(Lag 6), 장기1(Lag 12), 장기2(Lag 24)로 시차를 구분해

Table 3. Result of Johansens's Cointegration Test

Trace Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None *	0.206	129.648	95.754	0.000
At most 1 *	0.146	79.141	69.818	0.008
At most 2	0.128	44.661	47.856	0.097
At most 3	0.052	14.551	29.797	0.808
At most 4	0.011	2.750	15.495	0.977
At most 5	0.002	0.395	3.841	0.529

Note: Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Max-Eigenvalue Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None *	0.206	50.507	40.078	0.002
At most 1 *	0.146	34.479	33.877	0.042
At most 2 *	0.128	30.109	27.584	0.023
At most 3	0.052	11.801	21.133	0.567
At most 4	0.011	2.355	14.265	0.980
At most 5	0.002	0.395	3.841	0.529

Note: Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Table 4. Result of VAR Lag Order Selection

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1322.788	NA	1.72e-13	-12.36420	-12.26952	-12.32594
1	2746.077	2753.029	3.79e-19	-25.39040	-24.72761*	-25.12254
2	2809.464	119.036	2.93e-19*	-25.64755*	-24.41665	-25.15010*
3	2827.511	32.874	3.48e-19	-25.47897	-23.67997	-24.75194
4	2858.296	54.344	3.66e-19	-25.43001	-23.06290	-24.47338
5	2899.169	69.849	3.52e-19	-25.47576	-22.54055	-24.28955
6	2948.488	81.504	3.13e-19	-25.60083	-22.09751	-24.18502
7	2978.126	47.310	3.37e-19	-25.54109	-21.46966	-23.89569
8	3012.611	53.104*	3.47e-19	-25.52687	-20.88734	-23.65188

Note: * indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

그랜저인과관계분석을 실시하였다(Table 5 참조).

분석 결과를 살펴보면, 서울 주택시장의 가격변화는 단기적으로 인접한 수도권(경기, 인천)에 직접적인 인과관계를 보였다. 이후에도 중·장기에 걸쳐 지속적인 관계를 형성하고 있었다. 하지만 서울의 주택가격 변화에 대한 영향이 어느 정도 안정화 단계에 이르렀다고 판단되는 장기 이후부터 서울과 수도권 주택시장은 상호 인과관계의 유의성이 나타나지 않았다. 이를 통해 수도권은 장기적으로 독자

적 위상을 가진 하위시장을 구축하고 있음을 알 수 있다.

서울과 인접해 있지 않은 강원권, 충남권, 충북권은 단기적으로는 서울 주택시장과의 인과성은 나타나지 않았다. 중기 이후에는 각각 서울과 차별적인 인과성을 보였는데, 강원권과 충남권은 비로소 서울의 영향범위에 들었으나 충북권의 경우 서울과의 인과관계는 유의하지 않았다.

이러한 결과를 통해 서울과 물리적으로 인접한 권

Table 5. Result of Panel Granger Causality Analysis

Null Hypothesis	Lag 1		Lag 6		Lag 12		Lag 24	
	F	Prob.	F	Prob.	F	Prob.	F	Prob.
SEOUL↗GG	14.967	.000***	2.240	.041**	1.694	.071	1.279	.187
GG↗SEOUL	0.762	.384	0.465	.834	0.761	.689	0.879	.629
SEOUL↗IC	8.012	.005***	2.263	.039**	1.873	.040**	1.152	.296
IC↗SEOUL	10.019	.002***	0.534	.782	0.979	.469	0.611	.921
SEOUL↗GW	3.813	.052	3.690	.002***	2.735	.002***	1.995	.007***
GW↗SEOUL	1.651	.200	1.209	.303	0.891	.557	1.063	.393
SEOUL↗CN	2.335	.128	1.490	.183	2.417	.006***	1.974	.008***
CN↗SEOUL	1.281	.259	0.519	.794	0.988	.462	0.708	.837
SEOUL↗CB	2.859	.092	0.811	.562	1.231	.265	1.496	.077
CB↗SEOUL	0.551	.459	1.298	.259	1.221	.271	0.866	.646
GG↗IC	11.909	.000***	3.489	.003***	2.533	.004***	2.344	.001***
IC↗GG	6.797	.009***	0.645	.694	1.025	.428	0.819	.708
GG↗GW	3.820	.052	3.479	.003***	2.360	.008***	1.475	.084
GW↗GG	2.554	.112	1.695	.124	1.103	.359	0.951	.534
GG↗CN	0.802	.371	1.931	.078	1.753	.059	1.759	.022**
CN↗GG	1.902	.169	1.622	.143	1.215	.276	1.537	.064
GG↗CB	1.937	.165	1.768	.108	1.541	.113	2.926	4.E-05***
CB↗GG	1.948	.164	1.496	.181	0.822	.628	1.539	.063
IC↗GW	4.078	.045**	2.235	.041**	1.545	.111	1.350	.142
GW↗IC	0.004	.949	0.868	.519	0.756	.695	0.764	.776
IC↗CN	1.592	.208	0.654	.687	1.215	.276	1.095	.356
CN↗IC	0.089	.766	2.505	.023**	2.183	.014**	2.029	.006***
IC↗CB	2.062	.153	0.701	.649	2.020	.025**	1.615	.045**
CB↗IC	0.004	.459	0.965	.000***	2.826	.001***	1.983	.007***

Note: ***p<0.01, **p<0.05

역은 단기적인 영향을, 인접하지 않는 권역은 장기적인 영향을 크게 받는다는 것을 확인할 수 있다. 그 이유를 유추해 보면, 주택시장은 결국 수요자에 의해 영향을 받는다는 점에서 주택가격 변화에 따라 주거이동을 하게 된다면 현재의 생활권과 멀지 않은 권역을 우선적으로 고려할 수밖에 없어 이러한 결과가 도출된 것으로 보인다. 이는 곧 서울 주택시장 가격변화에 따른 1차 전이효과는 인접한 권역을 중심으로 빠르게 나타남을 시사한다.

다음으로 서울을 제외한 수도권 주택가격 변화에 따른 외곽 권역과의 관계를 살펴보면, 단기적으로 수도권의 영향은 거의 없었다. 하지만 강원권은 충청권에 비해 수도권과 복합적인 인과관계를 형성하고 있었는데 단기에는 인천의 영향을, 중장기에는 경기의 영향을 받는 것으로 나타났다.

이 결과를 앞서 설명한 서울과의 인과관계를 포함해 살펴보면, 강원권 주택시장은 단기적으로는 인천에 의해, 장기적으로는 서울과 경기도에 의해 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 흥미롭게도 충청권 주택시장은 단기적으로 수도권의 영향은 크지 않았으나, 중기 이후에는 인천과 상호 간에 역동적인 인과관계를 형성하는 것으로 나타났다. 반면 경기의 영향은 장기적인 관점에서 유효한 것으로 드러났다. 이 결과는 서울 주택시장이 단기적으로 수도권에 1차 영향을 미친 후 수도권 주택시장이 인접한 강원권과 충청권으로 연쇄적인 전이효과가 나타날 수 있음을 의미한다.

물리적으로 인접해 있지 않은 인천과 충청권의 주택시장에서 발생하는 상호 전이효과는 평균 주택가격³⁾이 경기보다 낮은 인천에서 주택시장 변화가 일어날 때 인접해 있지 않지만 가장 가까운 하위시장인 강원권(단기적) 또는 충청권(장기적)으로 주거이동이 일어날 가능성이 크다는 측면에서 이해할 수

있다. 충청권에서 수도권으로의 진입 역시 가격 수용성이 높은 인천이 우선순위가 될 가능성이 크다는 점에서 이들 지역 주택시장의 상호 인과성이 중기 이후 명확하게 나타난 것으로 보인다.

4.3 충격반응 분석결과

서울의 주택시장 변동이 수도권에, 수도권의 주택시장 변동이 인접한 강원·충청권에 주는 충격을 시간의 흐름에 따라 살펴보기 위해 충격반응분석을 실시하였다. 충격 기간은 앞선 패널그랜저인과분석 기간과 동일하게 24기로 설정하였다(Fig. 4 참조).

먼저 서울 주택시장의 수도권에 대한 영향을 살펴보면, 경기는 초기 영향력이 급증하다가 점진적으로 감소하고 중기 이후 그 영향력이 꾸준히 유지되었다. 인천은 중기까지 서울 주택시장 변동 충격이 급증하다가 이후 꾸준히 해당 수준이 유지되었다. 결론적으로 전체적인 충격량은 경기가 컸으나 충격 행태는 다르게 나타났는데 인천이 증가한 주택시장 충격 수준이 지속해서 유지되었다면, 경기는 중기가 가까워지면서 충격량이 어느 정도 상쇄되는 것으로 나왔다. 이는 경기의 경우 초기에 가해진 주택시장 변동 충격이 중기 이후 인접한 강원권, 충청권으로 분산되면서 나타난 결과라고 할 수 있다. 반면 인천의 경우 패널그랜저인과분석을 통해 확인된 것처럼 충청권과의 상호작용으로 인해 서울의 충격 상쇄가 쉽지 않아 이러한 추세가 유지되는 것으로 판단된다.

경기와 인천은 상호 영향을 미치고 있지만, 인천의 충격이 상당히 크게 나타났는데, 이를 통해 경기 주택시장 변동이 인천 주택시장의 불안정성을 가중시킬 수 있음을 유추할 수 있다. 충청권은 경기와 유사하게 초기 주택시장 변동이 컸으나, 이후 안정을 찾아가는 것으로 파악되었다. 하지만 강원권은 상대적

3) 한국부동산원(2024b)의 전국주택가격동향조사에 따르면 2022년 12월 기준 아파트 평균 매매가격은 서울 1,067,590천 원, 경기도 543,585천 원, 인천광역시 377,266천 원으로 나타남.

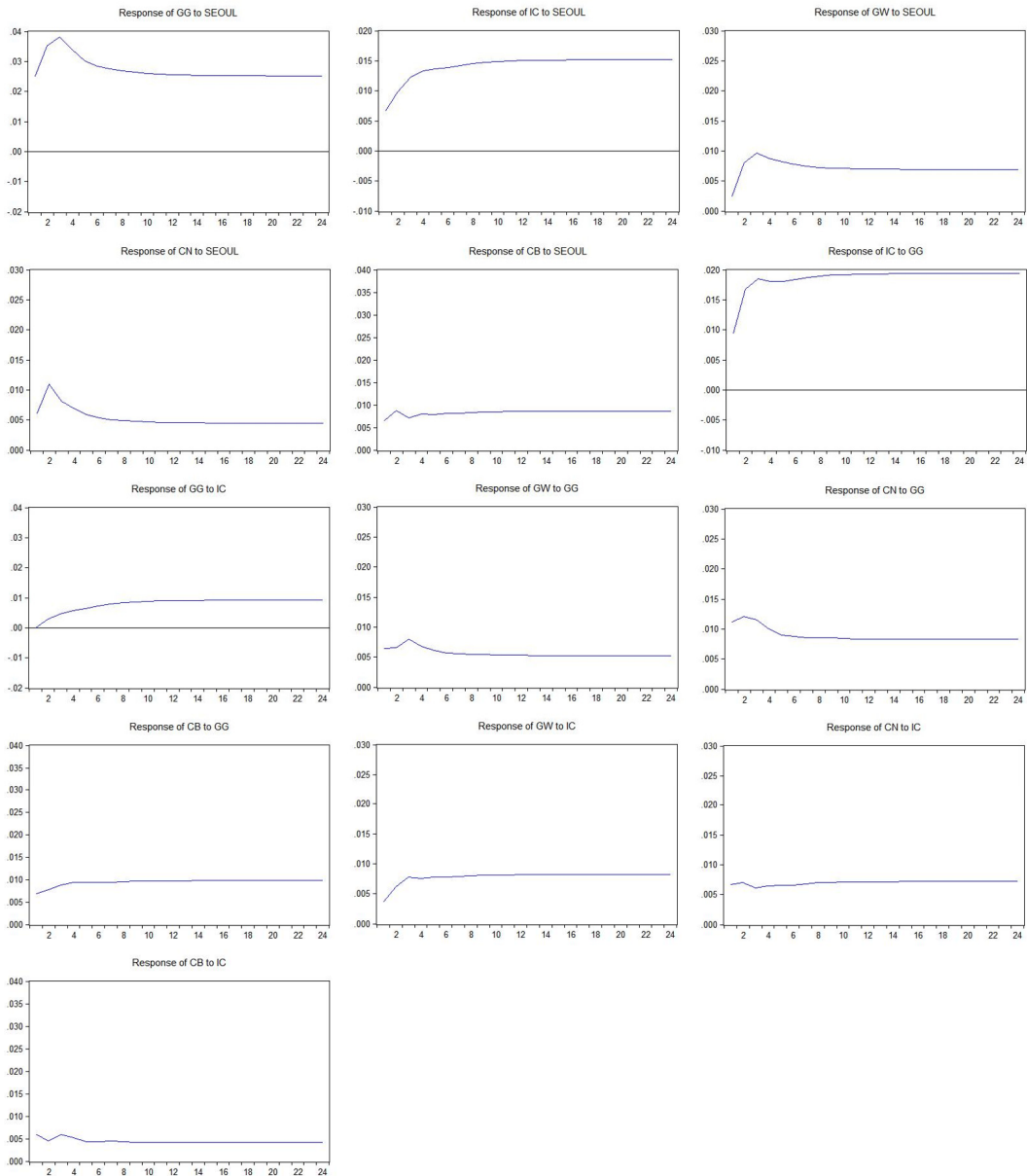


Fig. 4. Result of Impulse Response Analysis

으로 서울 주택시장 변동의 충격이 크게 나타나 서울에 대한 종속성이 충청권보다는 크다는 사실을 확인하였다.

다음으로 수도권 주택시장의 강원권 및 충청권에 대한 영향을 살펴보면, 수도권 주택시장 변동 초기

충격은 있었으나 이후 대체로 안정세를 찾아가는 것으로 나타났다. 다만 국지적인 추세는 차이가 있었는데 경기는 충북권의 주택시장 변동에 지속적인 충격을, 인천은 강원권 주택시장 변동에 지속적인 충격을 주는 것으로 드러났다.

4.4 출레스키분산분해 분석결과

본 연구에서 사용한 개별 권역 주택시장에 대한 타 권역 주택시장의 상대적인 중요성을 출레스키분산

분해분석을 통해 확인하였다. 충격반응분석과 동일하게 분산분해 기간은 24기로 설정하였다(Table 6 참조).

Table 6. Result of Cholesky Decomposition Analysis

Unit: %

SEOUL							
Period	S.E.	SEOUL	GG	IC	GW	CN	CB
1	0.046	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
6	0.113	98.286	0.681	0.169	0.701	0.044	0.119
12	0.158	98.033	0.862	0.181	0.748	0.026	0.149
24	0.223	97.892	0.964	0.187	0.773	0.0167	0.167
GG							
Period	S.E.	SEOUL	GG	IC	GW	CN	CB
1	0.038	47.860	52.139	0.000	0.000	0.000	0.000
6	0.101	66.328	27.898	0.269	0.262	1.091	4.152
12	0.136	67.957	21.113	0.393	0.329	2.574	7.635
24	0.185	68.657	16.675	0.477	0.369	3.687	10.135
IC							
Period	S.E.	SEOUL	GG	IC	GW	CN	CB
1	0.022	6.974	21.131	71.895	0.000	0.000	0.000
6	0.071	13.520	40.322	45.441	0.353	0.061	0.303
12	0.104	14.876	42.416	42.062	0.363	0.106	0.176
24	0.150	15.511	43.419	40.456	0.368	0.132	0.115
GW							
Period	S.E.	SEOUL	GG	IC	GW	CN	CB
1	0.025	1.147	5.971	1.552	91.330	0.000	0.000
6	0.056	9.509	7.636	5.974	71.709	0.466	4.705
12	0.078	9.699	6.645	6.566	70.850	0.270	5.970
24	0.109	9.701	5.999	6.896	70.509	0.159	6.733
CN							
Period	S.E.	SEOUL	GG	IC	GW	CN	CB
1	0.033	2.904	10.266	4.672	7.195	74.963	0.000
6	0.074	8.907	7.233	6.749	4.027	59.039	14.046
12	0.101	8.483	5.234	7.429	3.928	57.026	17.901
24	0.139	8.113	3.977	7.856	3.892	55.777	20.385
CB							
Period	S.E.	SEOUL	GG	IC	GW	CN	CB
1	0.038	2.677	3.602	2.182	8.123	11.353	72.063
6	0.083	7.255	7.912	1.411	5.647	10.256	67.519
12	0.116	8.815	10.355	1.268	5.357	11.254	62.950
24	0.164	9.733	11.817	1.189	5.194	11.860	60.207

서울 주택시장은 예상과 같이 대부분의 주택시장 변동은 자체 충격으로 인해 발생하였는데, 24기에도 97.90%가 설명되었다. 경기 주택시장은 변동 초기 47.86%에 그치던 서울 주택시장 충격이 장기에는 68.66%까지 높아지는 것으로 나타났다. 흥미롭게도 경기 주택시장은 인천보다 충청권의 영향이 더 컸는데, 특히 장기적으로 충북권은 10% 이상의 비중을 차지하는 것으로 확인되었다. 인천 주택시장은 경기와는 다르게 자체 충격에 의한 변동이 70%가 넘었으며 서울보다는 경기에 의해 변동이 커짐을 알 수 있었다. 반면 타 권역의 영향은 미미했다. 이를 통해 수도권 주택시장은 서울이 경기와 인천 주택시장에 직접적인 영향을 주고 있음과 동시에 서울에서 경기로, 경기에서 인천으로 그 영향이 전이되는 양상이 나타날 수 있음을 예상해 볼 수 있다.

강원권은 서울을 제외하고 자체적인 변동이 가장 큰 곳으로 나타났는데, 단기적으로는 90% 이상의 비중을 보였다. 장기적으로도 70% 이상의 영향이 있었다. 반면 타 권역의 영향은 단기적으로는 경기 주택시장이, 장기적으로는 서울과 인천 주택시장이 더 큰 것으로 파악되었다.

충청권은 중부권에 위치한 입지 조건으로 인해 상호 간의 영향이 장기적으로 70%를 넘겼다. 타 권역의 영향을 보면 충남권은 단기적으로는 경기 주택시장의, 장기적으로는 서울과 인천 주택시장의 영향이 8~10% 정도로 나타났다. 반면 충북권은 단기적으로는 강원권의 충격이 컸으나, 장기적으로는 서울과 경기 주택시장의 영향이 더 커진 것으로 확인되었다.

이러한 결과는 수도권과 인접한 비수도권 주택시장에서 수도권의 영향이 적지 않은데, 전국적으로 영향을 미치는 서울 외 인접한 경기 주택시장 충격이 장단기적으로 전이될 수 있음을 시사한다.

5. 결론 및 시사점

본 연구는 우리나라 수위도시 주택시장인 서울과 인접권역에 대한 매매가격의 연쇄적 전이효과를 실증 분석하였다. 구체적으로 서울 주택시장의 가격 전이효과가 수도권에 나타나는지, 이후 수도권과 인접한 외곽지역에 연쇄적 전이효과가 나타나는지, 서울의 외곽지역에 대한 상호적이고 연쇄적인 전이효과가 나타나는지를 패널 VECM과 패널그랜저인과 분석을 이용해 검토하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 서울 주택시장은 단기적으로 인접한 수도권(경기, 인천)에 직접적 인과관계를 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 서울과 수도권은 장기적으로 독자적 위상을 가진 개별 하위시장을 구축하고 있었다. 셋째, 서울 주택시장 가격변화에 따른 1차 전이효과는 인접한 권역을 중심으로 빠르게 나타났다. 넷째, 경기 주택시장 변동은 인천 주택시장의 불안정성을 가중시키는 것으로 나타났다. 다섯째, 서울 주택시장에 대한 종속성은 강원권이 충청권보다 큰 것으로 나타났다. 여섯째, 서울권 주택시장은 서울에서 경기로, 경기에서 인천으로 연쇄적으로 전이되는 양상이 있음을 확인하였다. 일곱째, 수도권 주택시장은 인접한 외곽 주택시장에 유의한 전이효과가 있는 것으로 나타났다.

실증분석을 통해 본 연구는 서울에서 경기, 인천의 방향으로 주택가격 전이효과가 일어나는 것을 확인하였다. 또한 서울과 수도권에서 강원권, 충청권으로의 2차 전이효과(연쇄적 전이효과) 역시 존재한다는 것도 확인하였다. 이는 실질적으로 서울 주택시장의 가격 불안정성 심화가 연쇄적으로 수도권, 강원권, 충청권까지 확대될 수 있으며, 수도권 불안정성은 외곽 권역의 불안정성을 더욱 높일 수 있음을 시사한다.

이와 같은 문제는 정책적 대처가 필요하다는 점을 시사하는데, 특히 서울의 주택가격 안정을 위한 지

속적인 정책이 필요하다. 이 과정에서 해당 주택정책 파급효과가 수도권을 넘어 강원, 충청권까지 미칠 수 있다는 점을 염두에 두고 세밀한 정책을 추진할 필요가 있다. 또한 강원권, 충청권의 주거안정을 위해서는 수도권과 연계된 정책이 필요하다는 것 또한 본 연구가 파악한 중요한 시사점이다.

이러한 성과에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 추진과제를 제안한다. 먼저 서울은 우리나라 전체 주택시장에 영향을 줄 수 있다는 점에서 모든 지역을 대상으로 공간적 연쇄효과를 파악할 필요가 있다. 특히, 공간적 연쇄효과는 권역뿐만 아니라 시군구 단위로도 나타날 수 있다는 점에서 미시적인 연구 대상 설정이 중요하다. 둘째, 주택시장 전이효과는 매매가격과 전세, 월세를 포함하는 임차시장 전이효과를 함께 파악하는 것도 중요하다. 셋째, 주택시장 전이효과는 혁신도시, 기업도시, 행정중심복합도시 등 정부의 공간정책에 의해 발생할 수 있다는 점에서 이의 정책효과 분석이 이루어질 필요가 있다. 마지막으로 주택시장의 전이효과에 영향을 줄 수 있는 요인은 인구, 지역경제, 수요와 공급 등 다양한 측면이 있다. 이들 요인이 주효과와 더불어 통제효과 측면에서도 유의할 수 있으므로 향후 이에 대한 고려가 필요하다. 이러한 추가적인 연구를 통해 주택시장의 공간적 연쇄효과가 더욱 명확히 규명되기를 기대한다.

참고문헌

- 강임호(2019), “한국과 일본 부동산시장에서의 수도권과 비수도권의 관계비교”, 『한국사회과학연구』, 38(3): 39~71.
- 고희운·강상훈(2023), “한국주택시장에서의 전이효과 분석: 분위별 전이지수 방법 활용”, 『주택금융연구』, 7(1): 131~152.
- 김리영(2021), “세종시 출범 이후 수도권과 충청권 주택 가격변동의 연계성 분석”, 『부동산분석』, 7(3): 79~98.
- 김리영·서원석(2014), “VECM을 이용한 외환 및 금융위기 경제여건 변화가 대도시 주택시장에 미치는 영향 비교”, 『부동산학보』, 56: 322~336.
- 김리영·서원석(2017), “수도권 연담도시 간 인구이동과 주택시장의 변동성 분석”, 『부동산학보』, 71: 159~172.
- 김리영·서원석(2020), “벡터오차수정모형을 이용한 하위시장별 주택 미분양 영향요인 분석: 경기도와 경상남도의 분양 및 재고시장을 중심으로”, 『감정평가학논집』, 19(1): 75~100.
- 김진수(2020), “패널 VAR 모형을 이용한 글로벌 금융위기 전·후 주택시장 예측요인 분석: 서울특별시 25개 자치구 주택매매가격을 중심으로”, 『제도과경제』, 14(2): 99~120.
- 김현학(2017), “아파트 가격의 시공간 확산 효과 분석”, 『한국경제의 분석』, 23(2): 89~135.
- 서승환(2007), “주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구: 강남구 물결효과를 중심으로”, 『서울도시연구』, 8(4): 1~13.
- 서원석(2019), “서울 주택소비심리와 대도시권 주택시장의 동태적 관계분석”, 『주택도시연구』, 9(2): 31~47.
- 이상경·이현석·손정락·최지희(2009), “시계열 분석을 이용한 오피스 임대료 모형 구축”, 『부동산학연구』, 15(3): 5~17.
- 이영수·이완석(2018), “표본외 검정을 통한 주택 매매가와 전세가의 그랜저 인과관계 분석”, 『주택도시금융연구』, 3(1): 125~144.
- 이예슬(2023.7.18), “주택시장 온기, 강남권→서울 전체 퍼졌다”, 뉴시스
- 이재석·이근대·유복근(2021), “광역시·도별 자료를 이용한 에너지, 경제성장, 온실가스 배출 간의 관계 분석”, 『자원환경경제연구』, 30(3): 503~533.
- 이항용·이진(2014), “아파트 매매가격의 지역 간 전이효과: 일반화 예측오차 분산분해를 이용한 7개 대도시를 중심으로”, 『국토연구』, 82: 3~15.
- 이현미·전해정(2020), “패널 VAR 모형을 이용한 서울시 주택매매시장의 동태적 특성”, 『주거환경』, 18(2): 27~42.
- 이호준·이수기·박선주(2018), “세종시 개발이 주변 지역 및 수도권 인구이동에 미치는 영향 분석: 인구가

- 동(2006~2016) 자료를 활용한 변이할당 분석을 중심으로”, 「국토계획」, 53(2): 85~105.
18. 장한익(2019), “수도권과 지방 주택매매가격의 동조화 변화분석”, 「LHI 저널」, 35: 9~18.
 19. 전해정(2020), “주택경기지수 전이효과에 대한 연구”, 「인문사회21」, 11(2): 785~799.
 20. 정준호(2022), “수도권 아파트 매매가격 변동의 확산효과”, 「한국경제지리학회지」, 25(1): 147~170.
 21. 정진오·정재호(2023), “부동산정책이 부동산가격에 미치는 영향에 관한 연구: 조세정책과 금융정책 중심으로”, 「LHI Journal」, 14(3): 55~75.
 22. 최명섭·김준형(2016), ““Korea Flight”은 존재하는가?: 패널 그래저 인과관계 검정과 한국노동패널자료 분석을 중심으로”, 「감정평가학논집」, 15(1): 84~98.
 23. Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 37(3): 424~438.
 24. Kim, L. Y. and W. Seo (2021), “Micro-Analysis of Price Spillover Effect among Regional Housing Submarkets in Korea: Evidence from the Seoul Metropolitan Area”, *Land*, 10: 879.
 25. Seo, W. and L. Y. Kim (2020), “Investigating the Ripple Effect through the Relationship between Housing Market and Residential Migration in Seoul, South Korea”, *Sustainability*, 12: 1225.
 26. 한국부동산원, “공동주택실거래가격지수”, 2024.9.30a 읽음. <https://www.reb.or.kr/r-one/portal/stat/easyStatPage.do?cateId=700006>.
 27. 한국부동산원, “전국주택가격동향조사”, 2024.9.30b 읽음. <https://www.reb.or.kr/r-one/portal/stat/easyStatPage.do?cateId=700006>.

요 약

본 연구는 서울과 인접권역에 대한 주택 매매가격의 연쇄적 전이효과를 실증 분석하였다. 구체적으로 서울 주택시장의 가격 전이효과가 수도권에 나타나는지, 이후 수도권과 인접한 외곽지역에 연쇄적 전이효과가 나타나는지, 서울의 외곽지역에 대한 상호적이고 연쇄적인 전이효과가 나타나는지를 패널 VECM과 패널그래저인과분석을 이용해 검토하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 서울 주택시장은 단기적으로 수도권과 인과관계를 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 하지만 서울과 수도권은 장기적으로 독자적 위상을 가진 개별 하위시장을 구축하고 있었다. 셋째, 경기 주택시장 변동은 인천 주택시장의 불안정성을 가중시키는 것을 확인하였다. 넷째, 서울 주택시장의 영향은 강원권에서 충청권보다 더 뚜렷하게 나타났다. 다섯째, 서울권 주택시장은 서울에서 경기도, 경기에서 인천으로 연쇄적으로 전이되는 양상이 있는 것으로 나타났다. 마지막으로 서울과 수도권에서 강원권, 충청권으로의 2차 전이효과(연쇄적 전이효과) 역시 존재한다는 것도 확인하였다. 이 결과를 바탕으로 본 연구는 서울의 주택가격 안정을 위한 지속적인 정책이 필요하며, 이 과정에서 해당 주택정책 파급효과가 수도권을 넘어 강원, 충청권까지 미칠 수 있다는 점을 염두에 두고 세밀한 정책을 추진할 필요가 있다는 시사점을 제시하였다.

주제어: 주택가격, 주택시장, 연쇄효과, 패널 VAR, VECM, 그래저인과분석