

벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 아파트 규모별 매매가 비교 연구*

A Comparative Study on Apartment Sale Prices by Size Using the Vector Error Correction Model (VECM)

박 성 구 (Park, Seong-Ku)**

전 재 식 (Jeon, Jae-Sik)***

< Abstract >

Using monthly transaction data from January 2011 to December 2022, this study standardises apartment prices in the Capital Region and the Non-Capital Region by constructing size indices—ratios of micro, small, medium-to-large, and large unit prices to small-to-medium unit prices—and estimates Vector Error-Correction Models (VECMs) with seven explanatory variables: the growth rate of persons per household, crude birth rate, crude marriage rate, apartment completions, the 91-day certificate-of-deposit (CD) rate, the consumer price index (CPI), and the KOSPI index. Johansen tests reveal three to five cointegrating vectors between each size index and the explanatory variables, confirming long-run equilibrium relationships. Impulse-response and forecast-error variance-decomposition analyses show that interest-rate and inflation shocks mainly affect small units in the Capital Region; supply shocks dominate micro units in the Capital Region and large units in the Non-Capital Region; and marriage and birth shocks respectively raise demand for micro and large units in the Capital Region. A persistent decline in persons per household is also identified as the principal driver of price movements in medium-to-large units in the Capital Region. These findings indicate that the apartment market comprises heterogeneous sub-markets segmented by region and size, underscoring the need for differentiated policies such as interest-rate stabilisation, tailored supply management, and life-cycle-based housing support.

Keyword : Macroeconomic Factors, Demographic Structure, Apartment Sale Prices, Size Index, Vector Error-Correction Model (VECM)

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

1980년대 후반 1기 신도시 개발을 기점으로 아파트 공급이 급증하였다. 2022년 기준 전국 주택 1,881만

호 가운데 아파트가 1,195만 호로 전체의 63.5%를 차지해, 우리나라 주택 재고에서 가장 높은 비중을 보인다(통계청, 2023). 이는 아파트가 국내 주택시장의 지배적 주거 형태임을 시사한다. 아파트 가격은 입지, 세대수, 연식, 주변 환경 등 다양한 요인에 따라 달라지며, 동일 단지 내에서도 규모(면적)에 따라 단위 면적

* 이 논문은 2022년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(NRF-2022S1A3A2A01089625)이며, 주저자의 석사학위 논문 '벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 아파트 규모별 매매가 비교 연구(2023)를 일부 발췌해 수정·보완한 것입니다.

** 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산학과 박사과정, (주)나라감정평가법인 감정평가사, sgparkapp@hanmail.net, 주저자

*** 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산학과 부교수, jaesikjeon@konkuk.ac.kr, 교신저자

당 가격이 상이하게 형성된다. 일반적으로 면적이 작을수록 단가가 높고, 면적이 클수록 낮은 구조를 보이지만, 이는 수요·공급 여건, 정책 변화, 인구구조 등 외생 변수에 따라 달라질 수 있다.

최근 주택 규모별 가격 격차는 인구구조 변화와 정책 요인이 맞물리며 새로운 국면에 접어들고 있다. 평균 가구원수는 1970년 5.2명에서 2022년 2.2명으로 지속적으로 감소했고, 1인 가구 비율은 1990년 9.0%에서 2022년 34.5%까지 급증했다(통계청, 2023). 김구희·이주형(2016)은 금융위기 이후 대형 아파트 가격이 크게 조정되는 동안 소형 아파트는 강보합세를 유지하며 수요 재편이 이루어졌음을 실증적으로 보여 주었다. 한편 소득 수준 향상으로 1인당 필요 주거면적은 2006년 26.2㎡에서 2022년 34.8㎡로 약 33% 확대되었으며(국토교통부, 2023), 이는 가구 규모 축소와 더 넓은 주거공간 선호가 동시에 존재함을 시사한다.

지역별 가격 수준 또한 주택 규모 선호에 영향을 미친다. 고가 지역에서는 동일 예산으로 확보할 수 있는 면적이 제한되어 소형 주택 수요가 집중되는 반면, 저가 지역에서는 더 넓은 주택 선택이 가능해 중대형 선호가 상대적으로 높게 나타난다. 이처럼 주택 시장은 단일한 가격 결정 구조가 아닌 복수의 하위시장(submarket)으로 구성되며, 이에 대한 이론 및 실증 연구가 이어져 왔다(신정화, 2004; 정형철·전한보미, 2009; 박성준, 2010; 김영민, 2019).

기존 연구는 대체로 규모별 가격 수준을 개별적으로 분석하거나 하위시장 간 동태적 연관성에 주목하였다. 그러나 규모 간 상대가격을 '규모지수'로 표준화해 장기 공적분 관계와 단기 조정 메커니즘을 동시에 추적한 연구는 드물다. 또한 세대당 인구수, 출생률, 혼인률과 같은 인구사회학적 변수를 결합한 분석도 거의 없으며, 2006년 실거래가 제도 도입 이후 축적된 월별 실거래가 데이터를 활용해 공적분-VECM 체계를 적용한 사례는 거의 전무하다.

본 연구의 목적은 (1) 아파트 규모지수를 통해 주택 규모별 상대가격이 인구사회학적·거시경제적 변수에 의해 장·단기적으로 어떻게 조정되는지를 규명하고, (2) 그 조정 메커니즘이 수도권과 지방에서 구조적으로 다르게 작동하는지를 비교·검증하는 데 있다. 학술적 의미는 규모지수를 활용한 최초의 공적분-

VECM 분석으로 하위시장 동학을 체계적으로 규명한다는 점이며, 정책적 의의는 금리·물가·인구구조 변화가 규모·지역별 주택 수요에 미치는 차별적 영향을 실증 근거로 제시해 규모·지역 맞춤형 공급 및 금융정책 설계에 기여한다는 점이다.

이에 따라 본 연구는 주택 규모별 상대가격인 규모지수를 종속변수로 설정하고, 수도권과 지방을 구분하여 지역 이질성과 인구구조 변화가 규모별 가격 구조에 미치는 영향을 정밀하게 분석하고자 한다. 규모지수는 특정 규모(초소형, 소형, 중대형, 대형) 주택의 매매가격을 기준 규모(중소형) 주택 가격으로 나눈 비율로, 지역 간 동일 기준하에 구조적 수요 변화를 평가할 수 있는 지표다. 본 연구의 결과는 주택공급 정책 방향 설정, 시장 세분화 기반 정책 타기팅, 수요자 맞춤형 주거 전략 수립에 기초자료로 활용될 것으로 기대된다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 2011년도 1월부터 2022년 12월까지 12년간¹⁾을 시간적 범위로 하여 월 단위 시계열 데이터를 적용하였다. 전국을 범위로 수도권과 지방 2개의 지역으로 공간적 범위를 정하였다. 본 연구에서는 수도권과 지방 별로 나누어 세대당인구수, 조출생률, 조혼인율과 함께 아파트준공실적, CD금리, 소비자물가지수, 종합주가지수를 설명변수로 설정하고, 아파트 규모별 매매가격 차이와의 상호관계 및 그 영향의 정도를 파악하도록 한다. 아파트 규모별 매매가격 차이에 초점을 맞추기 위하여 초소형, 소형, 중대형, 대형 아파트 가격을 중소형 아파트가격으로 나눈 규모지수를 종속변수로 사용하였다.

본 연구에서는 먼저 단위근 검정을 통하여 각 시계열 데이터가 단위근을 가지는 불안정한 시계열인지, 차분을 통하여 안정적 시계열이 되는지를 확인하고, VAR(Vector Autoregressive)모형을 통한 적정시차를 판정한 후, 판정한 적정시차를 기초로 공적분 검정을 실시하였다. 불안정한 시계열 데이터 간에 안정적인 선형관계가 있는지 여부를 검토하여 공적분 관계가 확인되는 경우 VECM(Vector Error Correction Model)을 적용하도록 한다. VECM에서는 충격반응분석(IRF,

1) 본 연구의 설명변수 중 세대당인구수, 조출생률 및 조혼인율은 국가통계포털의 주민등록인구현황(행정안전부) 통계를 기초자료로 활용하였으며, 주민등록인구현황 통계 중 행정구역별 주민등록세대수, 행정구역별 인구수는 1992년부터 2010년까지는 연 단위로, 2011년부터 월 단위로 발표되고 있어 월 단위 시계열 분석이 가능한 2011년 1월부터 12년간을 시간적 범위로 설정하였다.

Impulse response analysis)과 예측오차 분산분해 분석(FEVD, Forecast error variance decompositions analysis)이 이루어지는데, 예측오차 분산분해분석에 적용할 변수의 순차(Ordering)를 정하기 위하여 Granger 인과관계 분석을 먼저 실시하였다. VECM의 충격반응 분석에서는 변수 별 충격이 발생할 때 종속변수에 미치는 영향 정도와 그 방향성을 판정한 후, 예측오차 분산분해분석을 통하여 시계열 변동의 원인이 각 변수들에 얼마나 할당되는지를 분석한다.

II. 이론적 근거 및 선행연구 검토

1. 이론적 근거

본 연구는 아파트의 규모별 매매가격 간 차이를 설명하고, 그 동태적 구조를 실증적으로 규명하기 위해, 부동산 시장 내에서의 가격 형성과정 및 조정 메커니즘을 다루는 이론으로서 Dipasquale & Wheaton(1996)의 4분면 모형(Four-Quadrant Model)과 Geltner et al.(2014)의 부동산 시스템(Real Estate System)을 이론적 분석 틀로 채택한다.

먼저, Dipasquale & Wheaton의 4분면 모형은 부동산 시장을 공간시장(space market)과 자산시장(asset market)으로 이원화하고, 이들을 단기 및 장기 관점에서 순환적으로 연결한다. 제1사분면에서는 인구구조 변화 및 사회경제적 요인을 바탕으로 한 주택 수요가 임대료를 결정하며, 이는 제2사분면에서 자본환원율(cap rate) 또는 할인율을 적용하여 자산가치로 전환된다. 제3사분면에서는 자산가치가 건설비용을 초과할 경우 신규 개발이 촉진되며, 제4사분면에서는 공급된 주택이 재고로 누적되고 다시 공간시장으로 환류되어 임대료를 조정하는 폐쇄적 순환이 형성된다. 이러한 조정과정은 시계열 변수 간의 장기 균형관계(공적분관계)와 단기 조정 메커니즘을 설명하는 데 있어 유효한 이론적 틀을 제공한다.

이러한 구조는 Geltner et al.의 부동산 시스템 이론에서 더욱 확장된다. 이 이론은 부동산 시장을 공간시장, 자산시장, 개발시장(development industry)의 세 가지 핵심 하위 시스템으로 구성된 동태적 시스템으로 설명한다. 특히 자산시장은 금융시장과 거시경제 변수의 영향을 받으며, 공간시장에서 나타나는 수요 압력

은 개발시장에 공급 신호로 작동한다. 이와 같은 다중 시장 간의 상호작용은 본 연구에서 다루는 충격반응분석과 예측오차 분산분해분석을 통해 각 요인이 아파트 규모별 상대가격에 미치는 영향을 분석할 수 있는 이론적 근거가 된다.

분석에 활용된 변수들은 Dipasquale-Wheaton 및 Geltner 시스템의 구조에 따라 수요측 변수로는 수도권과 지방의 세대당 인구수, 조출생률, 조혼인율을 포함하고, 공급측 변수로는 아파트 준공실적을 사용하였다. 거시경제 변수로는 한국은행 통계시스템을 통해 확보한 CD금리(91일), 소비자물가지수(CPI), KOSPI(종합주가지수)를 반영하였다. 이 변수들은 각각 공간시장 수요, 개발 유인, 자산시장 가치 형성에 영향을 미치는 주요 요인으로 작용한다. 특히, 본 연구에서는 VECM의 변수의 순차(Cholesky ordering)를 정할 때 경제이론에 기반한 선후관계를 반영하기 위하여 Dipasquale-Wheaton 모형 및 Geltner의 부동산 시스템의 이론적 구조를 활용하였다. Dipasquale-Wheaton 모형과 Geltner의 부동산 시스템은 본 연구에서 다루는 아파트 규모별 매매가격 간 구조적 차이와 그 조정 메커니즘을 설명하는 이론적 기반이 된다.

2. 선행연구 검토

본 연구에서는 아파트의 세대 규모별 매매가격에 영향을 미치는 요인을 파악하고, 그 영향 및 동태적 관계를 분석하기 위해 규모별 가격과 관련된 인과성 연구를 중심으로 선행연구를 검토하였다. 해당 연구들은 크게 세 유형으로 분류할 수 있다.

첫째, 수도권 내부의 시간적·공간적 파급효과를 분석한 연구이다. 신정화(2004)는 1994-2004년 서울을 5개 권역·3개 평형(소·중·대형)으로 세분한 뒤 Granger 인과관계 및 VAR모형 분석을 통해 권역 간 선후행관계와 충격 전파 경로를 제시하였다. 정형철·전한보미(2009)와 박성준(2010) 역시 IMF 이후 시세 자료를 활용해 비슷한 방법론을 적용하였으나, 규모별 가격 변동을 초래한 경제·인구 요인은 충분히 설명하지 못했다.

둘째, 거시지표와 규모별 가격 변동성에 초점을 맞춘 연구다. 한기호(2010)는 전국 16개 시·도를 대상으로 GARCH 계열 모형을 활용해 금리·물가·통화량이 주택가격 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 김종호

(2013)는 1986-2012년 데이터를 활용하여 소형 아파트의 높은 변동성을 확인하고, 이를 공급 부족과 1·2인 가구 증가로 설명하였다.

셋째, 금융위기 이후 구조 변화를 탐색한 연구다. 김구회·이주형(2016)은 1기 신도시(2004-2015)를 분석해 금융위기 후 소형이 중 소형 가격을 선도하는 ‘탈동조화’ 현상을 발견했고, 김영민(2019)은 8대 도시를 대상으로 한 VAR 분석을 통해, 50세 이상 인구와 인구유입이 규모별 가격 상승률에 상호보완적 영향을 미친다고 보고하였다.

선행연구들은 대부분 규모별 가격 수준만을 상호 비교했을 뿐, 규모별 아파트 가격 차이를 규모지수로 표준화하여 이를 종속변수로 설정하고, 장기적 공적분 관계를 분석한 실증연구는 기존 문헌에서 찾아보기 어려웠다. 또한, 세대당 인구수, 출생률, 초혼인률 등 인구사회학적 지표를 함께 투입한 실증연구가 거의 없고, 2006년 실거래가 제도 이후 축적된 월별 자료를 활용해 공적분-VECM 체계로 장·단기 동학을 동시에 추적한 연구는 찾아보기 어려웠다.

본 연구는 이러한 기존 연구의 한계를 보완하고자 한다. 첫째, 실거래 기반 월별 자료(2011.1-2022.12)를 활용하되, 전국을 대상으로 수도권과 지방으로 나누어 비교 분석을 실시한다. 둘째, 아파트 규모지수(중 소형 대비 초소형, 소형, 중대형, 대형의 상대가격)를 종속변수로 설정하여 규모 선호 변화를 직접 측정한다. 셋째, 설명변수로 세대당 인구수 변화율, 조출생률, 초혼인율, 아파트 준공실적, CD금리, 소비자물가지수, KOSPI를 포함하여, 인구구조·공급·거시경제 요인을 하나의 분석 프레임에 통합한다. 넷째, 단위근 및 공적분 검정을 통해 시계열의 안정성과 장기 균형 관계를 확인한 후, VECM을 적용하여 충격반응분석 및 예측오차 분산분해분석을 수행함으로써, 아파트 규모별 상대가격지수(규모지수)에 영향을 미치는 인구사회학적·거시경제적 변수들의 시간적 조정 구조와 그 상호작용 양상을 실증적으로 분석하고자 한다.

Ⅲ. 분석의 틀

1. 분석 자료

본 연구는 수도권과 지방의 아파트 규모별 매매가격에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하기 위해, 지역별·규모별 아파트 가격을 종속변수로 설정하고, 가구 구성 및 인구 통계, 주택공급 통계, 거시경제 통계 자료를 설명변수로 활용하였다. 자료의 시간적 범위는 2011년 1월부터 2022년 12월까지 12년간을 대상으로 월 주기로 조사하였다.

먼저, 종속변수인 아파트가격은 국가 승인통계(승인번호: 제116072호, 승인일자: 2009.12.21.)²⁾인 한국부동산원의 ‘공동주택실거래가격지수’를 활용하였다. 이 통계는 실거래가 신고제도가 도입된 2006년 1월부터 매월 아파트 규모별 매매가격을 공표하고 있다. 해당 통계 내에 “아파트가격-(월) 규모별 매매 평균가격-아파트” 통계를 사용하였다. 통계 내에서 세부 분류는 지역과 규모를 구분하여 주거전용면적(㎡)당 평균매매가격(만원/㎡)을 공표하고 있다. 지역구분은 전국, 서울, 수도권, 지방으로 구분하고 있으며, 규모 분류는 주거 전용면적을 기준으로 초소형은 40㎡이하, 소형은 40~60㎡이하, 중소형은 60㎡~85㎡이하, 중대형은 85㎡~135㎡이하, 대형은 135㎡초과로 구분하고 있다.

「수도권정비계획법」에 따라 수도권(서울, 인천, 경기)은 단일 생활권으로 관리되고 있으며, 이에 따라 ‘공동주택 실거래가격지수’도 수도권과 지방으로 구분하여 작성되고 있다. 관련 연구에서 수도권과 지방 간 이질성이 있음을 실증적으로 확인하였다. 전국을 47개 지역으로 나눠 매매가격지수 변화율 간의 동조성 변화를 Mantegna(1999) 네트워크 분석을 실시한 결과 수도권과 지방은 서로 독립된 군집을 형성하여 이질적인 성격의 동조성이 강화되는 것으로 나타났다(장한익, 2019). 전국 230개 시군구를 대상으로 지역의 인구변화에 영향을 미치는 사회경제적 특성을 연구한 결과 수도권과 비수도권 간에 인구변동 및 대부분 사회경제적 특성이 통계적으로 유의미한 차이를 보이는 것을 실증적으로 확인하였다(김병석·서원석, 2014). 이와 같이 수도권과 지방이 사회·경제적으로 구분되는 특

2) 통계치는 국가통계포털(<http://kosis.kr/>) 내 “국내통계 > 주제별통계 > 건설주택토지 > 주택 > 공동주택실거래가격지수 > 아파트 규모별 매매 실거래 평균가격”에서 확인할 수 있다.

성이 있는 점을 고려하여 본 연구에서는 지역 구분을 수도권과 비수도권(지방)으로 이분화³⁾하여 분석하였다.

본 연구는 아파트 규모별 매매가격 차이의 원인에 초점을 맞추고자, 중소형 아파트 가격을 기준으로 초소형, 소형, 중대형, 대형 아파트의 가격을 비율(지수)로 환산하여 종속변수로 활용하였다. 아파트 가격 자체를 종속변수로 적용하면 규모별 차이 외에 아파트 가격 자체의 등락분이 모형에 포함되는 문제가 있기 때문이다. 중소형 아파트를 기준으로 설정한 이유는, 해당 면적 범위(60㎡~85㎡ 이하)가 「주택법」상 국민주택규모의 기준에 해당하며, 아파트 시장에서 대표성

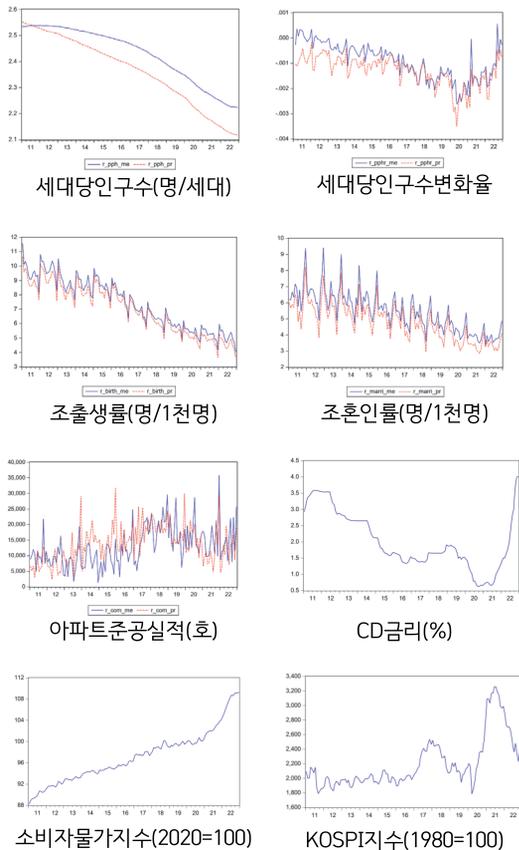
있는 규모이기 때문이다. 또한, 중소형 아파트 대비 다른 규모와의 비교 관계를 명확하게 파악할 수 있는 장점이 있기 때문이다.

가구 인구 관련 통계는 수도권과 지방으로 지역을

<표 1> 기초통계량

변수명	평균	중앙값	최소값	최대값	표준편차	
수도권	초소형가격	551.7	549.8	375.8	802.3	123.0
	소형가격	504.1	472.3	335.1	817.7	130.0
	중소형가격	505.0	463.4	338.7	818.5	135.4
	중대형가격	533.2	472.6	364	942.4	146.5
지방	대형가격	618.3	541.6	434.7	1183.7	163.0
	초소형가격	188.7	196.1	137.1	245.3	24.3
	소형가격	226.1	227.4	166.3	301.2	28.3
	중소형가격	276.8	275.5	197.5	384	49.2
수도권	중대형가격	305.2	303.7	219.1	434.5	57.3
	대형가격	307.4	309.3	219.4	455.3	56.3
	초소형지수	1.105	1.114	0.873	1.322	0.086
	소형지수	1.001	1.005	0.878	1.101	0.036
지방	중대형지수	1.057	1.049	0.925	1.240	0.057
	대형지수	1.236	1.237	0.874	1.665	0.133
	초소형지수	0.689	0.698	0.542	0.802	0.057
	소형지수	0.825	0.842	0.707	0.904	0.051
수도권	중대형지수	1.101	1.099	1.047	1.201	0.028
	대형지수	1.110	1.110	0.952	1.306	0.048
	세대당인구수	2.429	2.468	2.224	2.538	0.104
	(위)변화율	-0.001	-0.001	-0.003	0.001	0.001
지방	조출생률	7.420	7.516	4.035	11.565	1.781
	조혼인률	5.449	5.444	3.376	9.388	1.237
	아파트준공실적	12,836	11,523	1,417	35,726	6,237
	세대당인구수	2.363	2.388	2.117	2.552	0.131
수도권	(위)변화율	-0.001	-0.001	-0.003	0.000	0.001
	조출생률	7.002	7.116	3.653	10,624	1,729
	조혼인률	4.796	4.884	2.858	8.235	1.138
	아파트준공실적	13,747	13,566	2,469	31,658	5,942
지방	CD금리(%)	2.023	1.675	0.630	4.020	0.885
	소비자물가지수	97.160	96.859	88.288	109.280	4.824
수도권	KOSPI지수	2,205	2,068	1,787	3,259	351

<그림 1> 설명변수 추이



주: 세대당인구수, 세대당인구수변화율, 조출생률, 조혼인률, 아파트준공실적에서 파란색 선은 '수도권', 빨간색 선은 '지방'을 나타냄.

주: 관측수(N)는 세대당인구수변화율: 143, 그 외 144임.

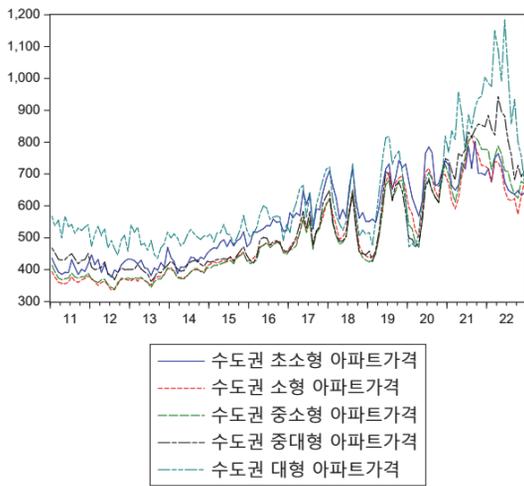
3) 다만, 수도권과 지방을 동질적인 시장으로 구분함에 따라 하위 지역 간 상쇄효과가 발생하여 통계가 왜곡 될 가능성이 있다. 본 연구에서 사용하는 '공동주택 실거래가격지수' 통계는 전국의 표본을 대상으로 1, 2차 데이터정제를 거친 신뢰성 있는 실거래자료에 기반한 표준화된 반복매매모형을 적용하여 생산하는 점, 절대단가가 아닌 '중소형 대비 상대가격'을 사용하여 권역 내부의 절대 수준 차이가 지수에 미치는 편향을 최소화한 점, 실증적으로 <그림 2~5>와 같이 수도권과 지방간 규모별 가격 양상이 크게 차이가 나고 있는 점, 관련 제도와 연구에서 수도권과 지방을 구분하여 다루고 있는 점을 통해 해당 한계를 보완하였다.

나누어 세대당인구수, 조출생률, 조혼인율을 조사하였다. 세대당인구수는 통계청 국가통계포털에서 제공하는 ‘행정구역별 주민등록세대수’와 ‘행정구역별 인구수’ 통계자료를 바탕으로 각 통계자료를 수도권과 지방으로 합계⁴⁾한 후 권역별 인구수를 주민등록세대수로 나누어 세대당인구수로 환산하였다. 조출생률과 조혼인율⁵⁾은 국가통계포털에서 제공하는 ‘인구동향(출생, 사망, 혼인, 이혼)’ 통계자료와 ‘행정구역별 인구수’ 통

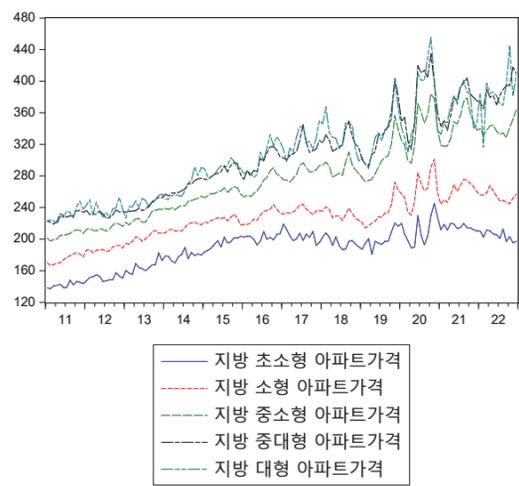
계자료를 바탕으로 각 통계자료를 수도권과 지방으로 합계한 후 해당 월의 인구 1,000명당 연환산 출생자수 및 혼인건수로 산출하였다.

주택공급 통계자료로는 국가통계포털에서 제공하는 주택유형별 주택건설 준공실적 중 아파트준공실적 통계자료를 활용하였다.⁶⁾ 거시경제 통계자료는 ‘한국은행경제통계시스템’에서 제공하는 ‘시장금리’ 중 ‘CD 금리(91일)’, ‘물가지수’ 중 ‘소비자물가지수’, ‘주식시

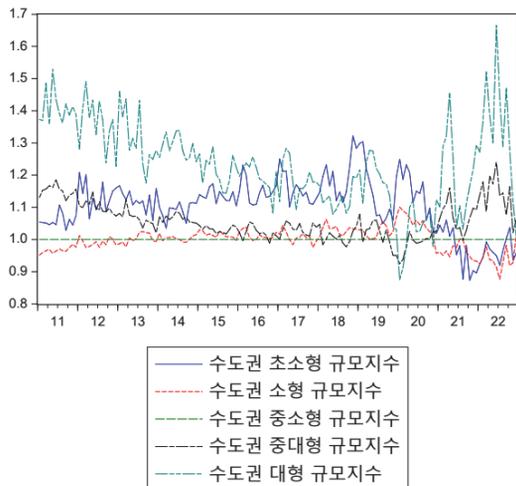
<그림 2> 수도권 아파트 규모별 평균 매매단가 추이



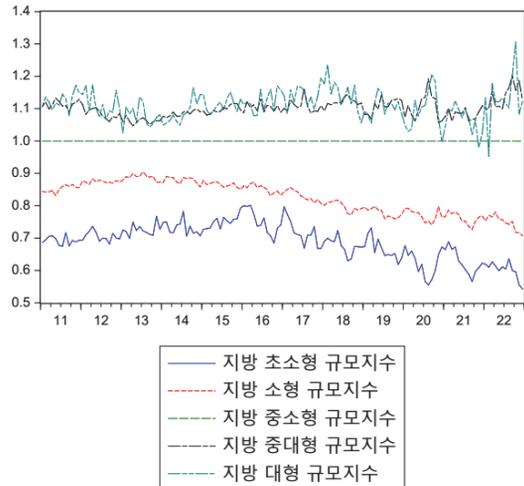
<그림 3> 지방 아파트 규모별 평균 매매단가 추이



<그림 4> 수도권 아파트 규모지수 추이



<그림 5> 지방 아파트 규모지수 추이



4) 통계청에서 제공하는 지역별 통계는 시·도별로 제공되고 있어 수도권은 서울특별시, 경기도, 인천광역시 통계자료를 합산하였으며, 지방은 수도권 외 지역을 합산하였다.
 5) 통계청 인구동향 보도자료(2023.01)에 명시된 내용에 따라 조출생률, 조혼인율은 '월동태율=([해당월인구동태건수×(연간일수/해당월일수)]/월인구)×1,000' 산식을 적용하였으며 월인구는 '월인구=(전월말 + 해당월말)/2' 산식을 적용하였고, 2021년 1월 이후는 잠정치다.
 6) 국토교통부 주택건설실적통계에서 '주택규모별 주택건설 준공실적'을 제공하고 있으나, 세분화된 유형(아파트)의 규모별 준공실적은 별도로 공개하고 있지 않아, '주택유형별 주택건설 준공실적' 통계를 활용하였다.

장' 중 '종합주가지수(KOSPI_평균)'를 적용하였다. 본 연구에 사용된 설명변수의 시계열 추이는 <그림 1>, 기초통계량은 <표 1>과 같다.

본 연구에서는 수도권과 지방으로 구분하여 지역별로 초소형, 소형, 중대형, 대형 규모지수를 종속변수로 설정하였다. 설명변수로서 세대당 인구수(변화율), 조출생률, 조혼인율, 아파트준공실적은 지역별 데이터를 사용하고, CD금리, 소비자물가지수, KOSPI지수는 모든 모형에 동일하게 적용하였다.

2. 아파트 매매가 추이 및 규모지수

<그림 2>, <그림 3>은 수도권과 지방 아파트의 규모별 평균 매매단가 추이를 나타내고 있다. 규모에 관계없이, 수도권 아파트 가격은 지방보다 전반적으로 높은 수준을 보이고 있다. 중소형 아파트를 기준으로 지방 대비 수도권 아파트 가격은 2011년 1월에는 2.05배에서 2015년 1월에는 1.60배, 2021년 1월에는 2.18배, 2022년 12월에는 1.83배를 보이고 있으며, 2011년 1월부터 2022년 12월까지 평균적으로 지방 아파트 대비 수도권 아파트는 1.8배 정도 비싼 것으로 나타나고 있다.

규모별 매매가격 추이는 지방의 경우 대체적으로 보합 내지 완만한 상승세이나 수도권은 2011년을 기점으로 2014년까지 하락 또는 보합세를 보이다가, 2015년부터 상승세로 전환되었다. 2017년부터는 정부의 부동산 정책 및 대내외 변수로 인하여 평균 아파트 거래가격이 크게 요동치는 양상을 보이고 있다. 지방의 경우, 규모별 아파트 가격이 유사한 움직임을 보이는 반면, 수도권의 경우 2020년 이후에는 대형과 중대형 아파트의 가격이 다른 규모의 아파트에 비하여 크게 상승하는 경향을 보이다가 2022년 말에는 다시 하락하여 다른 규모의 아파트가격과 유사해지는 경향을 보이고 있다.

<그림 4>는 수도권에서 초소형, 소형, 중대형, 대형 아파트가격을 중소형 아파트가격으로 나눈 규모지수

추이를 그래프로 나타낸 것이다. 2011년 1월에는 대형, 중대형, 초소형, 중소형, 소형 순서로 아파트 평균 매매가격이 비싼 것으로 나타나고 있다. 2017년 1월에는 규모별 격차가 줄어드는 양상을 보였으며 초소형 아파트 가격이 다른 규모 아파트와 비교하여 상대적으로 높은 가격으로 매매된 것으로 나타났다. 2019년부터는 초소형, 소형과 중대형, 대형 간에 역전현상을 보이다가 2022년 말에는 유사한 수준으로 수렴하는 양상을 보이고 있다.

<그림 5>는 지방 아파트의 규모지수 추이를 시계열 그래프로 나타낸 것이다. 지방의 경우에는 중대형과 대형 간에 약간의 등락이 있으나 대체로 대형, 중대형, 중소형, 소형, 초소형의 순서대로 평균 매매가격이 높게 나타나고 있으며 그 경향성이 시간의 변화와 관계없이 대체로 유지되는 양상을 보이고 있다. 수도권의 경우 2021년도까지 대형 규모지수는 감소하고 초소형 규모지수는 증가하는 등 아파트 규모지수 별로 등락이 나타나는 상황과 대조적인 모습을 보이고 있다.

IV. 실증 분석

1. 단위근 검정

본 연구에서는 추세(Trend) 향이 존재하는 경우에도 정상성을 확인할 수 있으며 자기상관 구조를 고려하는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정방법을 사용하였다. 단위근 검정 결과는 <표 2>와 같다.

설명변수의 시계열 데이터는 분포상 대체로 추세를 보이므로, 추세와 절편이 있는 경우를 적용하였다. 종속변수인 규모지수는 중소형 대비 상대가격 비(ratio)로 산출되므로, 추세와 절편이 없는 모형을 적용하였다. 단위근 검정 결과 대부분의 변수가 수준에는 단위근이 존재하는 불안정한 시계열이었으나, 1차 차분변수에는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않는 안정된 시계열임이 확인되었다.⁷⁾

7) 수도권 세대당인구수, 지방 세대당인구수의 시계열 변화는 강한 경향(trend)을 지닌 I(2) 변수로서 ADF 검정 결과 1차차분 변수가 불안정한 시계열로 판정되는바 전기 대비 변화율로 환산한 '세대당인구수 변화율'을 변수로 사용하였다. 변수간 다중공선성과 관련하여 '세대당인구수'는 조출생률과 0.919, 조혼인률과 0.782의 상관관계를 갖고 있으나, '세대당인구수 변화율'은 조출생률과 0.738, 조혼인률과 0.619로 상관관계가 감소하여 '세대당인구수 변화율'을 적용하는 경우 공선성이 다소 해소되었다. 또한 VIF 검증결과 모형에 '세대당인구수' 적용시 Centered VIF가 세대당인구수 19.96, 조혼인률 12.72, 조출생률 3.53이었으나, '세대당인구수 변화율'을 적용한 경우 Centered VIF가 세대당인구수 변화율 3.96, 조혼인률 9.76, 조출생률 3.14로 나타나 '세대당인구수 변화율' 적용시 변수간 공선성이 해소된 결과를 나타내었다. 본 연구에서는 이러한 결과를 바탕으로 '세대당인구수'를 전기 대비 변화율로 환산한 '세대당인구수변화율'로 대체하여 적용하도록 한다.

<표 2> 시계열 데이터의 ADF 단위근 검정 결과

		분석변수	수준	1차차분	
종속 변수	수도권	초소형지수	-0.4042	-17.4486**	
		소형지수	0.1324	-10.4874**	
		중대형지수	-0.4990	-18.2819**	
		대형지수	-0.7263	-15.9855**	
	지방	초소형지수	-0.7220	-15.5191**	
		소형지수	-1.0160	-14.1351**	
		중대형지수	0.0697	-17.2287**	
		대형지수	-0.0638	-13.1846**	
설명 변수	수도권	세대당인구수 변화율	-2.5075	-12.8588**	
		조출생률	-2.5194	-3.5599*	
		조혼인율	-2.8695	-19.3528**	
		아파트준공실적	-6.0632**	-10.3695**	
	지방	세대당인구수 변화율	-3.7624*	-17.1520**	
		조출생률	-2.4705	-3.7224*	
		조혼인율	-2.0753	-18.1788**	
		아파트준공실적	-4.9885**	-9.4475**	
			CD금리	0.4622	-3.5262*
			소비자물가지수	0.5601	-9.4964**
			KOSPI지수	-2.4564	-9.8785**

주: MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 *,**는 각각 유의수준 5%, 1%에서 유의함.

2. 적정시차

공적분 검정, Granger 인과관계 분석, VECM 등 후속 시계열 분석을 수행하기 위해서는 변수 간 적정시차를 사전에 판정해야 한다. 적정시차는 모델의 복잡성과 적합도를 고려하여 결정한다.⁸⁾ <표 3>은 규모별 지수모형 별로 각각 AIC, SC 정보 기준에 의해 선택된 지연 순서를 판정한 결과이다. 본 연구에서는 표본수(144개)가 크지 않은 월별 자료에서 과적합을 억제하고 간결한 시차구조의 선택이 가능한 SC 정보를 기준(Enders, 2015)으로 적정 시차를 판정하였다. 각 규모지수 모형별로 시차 1~12차까지 시행한 결과 SC 정보 값이 가장 작게 도출된 시차 '1'을 분석모형의 최종시차로 설정하였다.

<표 3> 규모별 지수모형 별 적정시차

기준	시차	수도권				지방			
		초소형	소형	중대형	대형	초소형	소형	중대형	대형
AIC	0	30.1	28.2	29.2	39.2	28.8	27.6	28.2	29.8
	1	16.9	15	16.3	19.8	15.7	14.1	15.4	17
	2	16.5	14.7	15.7	19.5	15.2	13.7	14.9	16.5
	3	16.6	14.8	15.7	19.5	15.1	13.6	14.7	16.5
	4	16.6	14.8	15.6	19.4	14.8	13.5	14.7	16.5
	5	16.7	14.7	15.3	19.2	14.9	13.3	14.6	16.4
	6	16.5	14.6	15.3	19	14.6	13.2	14.3	16.3
	7	16.7	14.9	15.5	19.2	14.9	13.4	14.5	16.5
	8	16.6	14.9	15.1	18.9	14.7	13.2	14.5	16.4
	9	15.9	14.1	14.6	18	14.2	12.4	14.1	15.7
	10	15.4	12.9	13.4	17	13.8	11.6	13.3	15
	11	14.2	11.7	11.8	15.4	12.5	10.5	12.3	13.9
SC	12	11.9*	9.5*	10.3*	13.8*	10.7*	8.2*	11*	11.7*
	0	30.2	28.4	29.3	39.4	29	27.8	28.4	29.9
	1	18.5*	16.6*	17.9*	21.4*	17.2*	15.7*	16.9*	18.6*
	2	19.5	17.7	18.7	22.4	18.2	16.7	17.9	19.5
	3	20.9	19.2	20.1	23.9	19.4	18	19.1	20.9
	4	22.4	20.6	21.4	25.2	20.6	19.3	20.5	22.3
	5	23.9	21.9	22.5	26.4	22.1	20.5	21.8	23.6
	6	25.1	23.2	23.9	27.6	23.2	21.8	22.9	24.9
	7	26.7	24.9	25.5	29.2	24.9	23.4	24.6	26.5
	8	28.1	26.3	26.5	30.3	26.2	24.6	25.9	27.9
	9	28.7	27	27.4	30.8	27	25.2	26.9	28.5
	10	29.6	27.1	27.6	31.1	28	25.8	27.5	29.2
11	29.9	27.4	27.4	31	28.1	26.1	28	29.5	
12	28.9	26.5	27.3	30.8	27.7	25.2	28	28.7	

주: * indicates lag order selected by the criterion

3. 공적분 검정

공적분 검정(cointegration test)은 시계열 데이터 간의 장기적인 관계를 평가하기 위한 중요한 분석 도구이다. 이는 단위근(unit root) 문제를 극복하고, 변수 간 장기적 평형 상태를 확인하는 데 사용된다. 공적분 검정 방법에는 Engle-Granger 공적분 검정, Johansen 공적분 검정, Phillips-Ouliaris 공적분 검정 등이 있다. 본 연구에서는 세 개 이상의 시계열 데이터 간 관계

8) 일반적으로 AIC(Akaike information criterion), SC(Schwarz information criterion), FPE(Final prediction error), LR(sequential modified LR test statistic), HQ(Hannan-Quinn information criterion) 등의 정보를 통하여 판정하는 방법과 순서 결정 테스트를 거쳐 적절한 시차를 판정할 수 있다.

파악이 가능하여 일반적으로 널리 쓰이는 Johansen 공적분 검정 방법을 적용하도록 한다. 공적분 검정은 수준변수를 기준으로 한다. 표본이 한정된 경우에도 과소, 과대 오류를 완화하는 것으로 알려진 Trace 통계량을 주 판정기준으로 채택하였다.

<표 4>는 각 규모지수 모형 별 공적분 검정 결과이다. 지방 중대형 모형에서 3개, 수도권 초소형, 수도권 소형, 수도권 중대형, 지방 초소형, 지방 소형, 지방 대형 모형에서 4개, 수도권 대형 지수모형에서 5개의

<표 4> 규모지수 모형의 공적분 검정 결과

모형	공적분 관계	수도권		지방	
		고유치	통계량	고유치	통계량
초소형지수	None	0.534	291.4**	0.578	275.1**
	At most 1	0.353	183.5**	0.262	153.2**
	At most 2	0.303	121.9**	0.224	110.3**
	At most 3	0.190	71.0*	0.197	74.3*
	At most 4	0.159	41.2	0.178	43.3
	At most 5	0.055	16.7	0.057	15.6
	At most 6	0.040	8.7.0	0.044	7.3
	At most 7	0.020	2.8.0	0.006	0.9
소형지수	None	0.541	293.3**	0.561	266.9**
	At most 1	0.353	183.4**	0.270	150.7**
	At most 2	0.291	121.9**	0.227	106.3**
	At most 3	0.200	73.3*	0.198	69.8*
	At most 4	0.162	41.8	0.154	38.6
	At most 5	0.058	16.8	0.063	14.9
	At most 6	0.042	8.3	0.034	5.6
	At most 7	0.015	2.1	0.004	0.6
중대형지수	None	0.534	277.1**	0.565	267**
	At most 1	0.324	169.3**	0.300	149.4**
	At most 2	0.239	114.1**	0.225	99.1*
	At most 3	0.215	75.5*	0.179	63.1
	At most 4	0.146	41.3	0.126	35.2
	At most 5	0.057	19.0	0.062	16.1
	At most 6	0.052	10.7	0.039	7.0
	At most 7	0.021	3.0	0.009	1.3
대형지수	None	0.553	316.8**	0.573	268.8**
	At most 1	0.361	202.4**	0.257	148.7**
	At most 2	0.311	138.6**	0.234	106.6**
	At most 3	0.197	85.7**	0.179	68.9
	At most 4	0.174	54.4*	0.161	40.9
	At most 5	0.125	27.1	0.057	16.1
	At most 6	0.055	8.1	0.040	7.8
	At most 7	0.000	0.0	0.014	2.0

주: MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
 **, **는 각각 유의수준 5%, 1%에서 유의함.

공적분 관계를 확인하였다. 대표적으로 수도권 초소형 모형에 대한 4개의 공적분 관계 중 첫번째 공적분 함수 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 수도권 초소형 규모지수 모형의 공적분 검정 결과

변수	공적분계수		조정계수(Δ)	
	β	SE	α	SE
수도권 초소형지수	1.000	-	-0.0352**	0.01082
수도권세대당 인구수변화율	-437.002**	111.539	2.26E-04**	0.000077
수도권 조출생률	0.348**	0.063	-0.986**	0.10736
수도권 조혼인률	-0.449**	0.055	1.212**	0.17176
수도권아파트 준공실적	-2.32E-05**	8.3E-06	3.649**	1,382.79
CD금리	0.166**	0.069	0.018	0.01888
소비자 물가지수	0.009	0.022	-0.297**	0.06724
KOSPI지수	1.51E-04	1.3E-04	0.905	20.4041

주: **, **는 각각 유의수준 5%, 1%에서 유의함.

수도권 초소형 규모지수는 장기 불균형의 약 3.52%를 월별로 해소하며, 조출생률은 1개월 후 98.5% 수준으로 즉시 조정되는 것으로 나타났다. 조혼인률과 아파트준공실적은 불균형이 발생하면 균형에서 더 멀어지게 움직이는 것으로 나타났으며, CD금리와 KOSPI 지수는 장기 불균형 조정에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이처럼 규모별지수 모형 별로 3~5개의 공적분 관계가 확인되므로 본 연구에서는 후속 분석단계에 VECM을 적용하도록 한다.

4. Granger 인과관계 분석

Granger 인과관계 분석은 두 시계열 변수 간의 시간적 선행관계를 바탕으로 한 인과성을 통계적으로 검정하는 방법이다. Granger 인과관계 분석을 통하여 변수간 선·후행관계가 파악되는 경우 그 결과를 참고로 변수의 순차(Cholesky ordering)를 정할 수 있다. 본 연구에서는 Granger 인과관계 분석을 통하여 수도권 및 지방의 규모지수, 세대당인구수변화율, 조출생률, 조혼인율, 아파트준공실적, CD금리, 소비자물가지수, KOSPI지수 간의 선·후행관계를 파악하였다. 1차

<표 6> 수도권 초소형지수 모형의 Granger 인과관계 분석 결과

후행 변수 \ 선행 변수	수도권 초소형지수	수도권 세대당 인구수 변화율	수도권 조출생률	수도권 조혼인률	수도권 아파트준공실적	CD 금리	소비자물가지수	KOSPI 지수
수도권 초소형지수	-	0.30774	0.27818	0.79798	0.01498	0.00042	0.00029	0.29481
수도권 세대당 인구수 변화율	0.00032	-	27.196**	22.9873**	14.6914**	2.29615	0.82761	0.07576
수도권 조출생률	3.15611	0.04376	-	1.21323	1.36754	1.04339	6.08187*	0.00439
수도권 조혼인률	2.57227	0.43449	2.87073	-	3.20057	0.0004	8.54629**	0.96467
수도권 아파트준공실적	0.25229	0.0036	1.90514	2.17847	-	0.00185	5.84227*	0.34926
CD금리	3.36665	14.8461**	0.10044	0.19853	0.27142	-	1.83433	3.82691
소비자물가지수	1.02051	0.24286	0.36156	0.08174	0.42425	2.96418	-	2.45498
KOSPI지수	0.1308	0.00202	0.01219	0.00228	0.02703	0.23878	3.15944	-

주: *,**는 각각 유의수준 5%, 1%에서 유의함을 의미함. 선행변수가 후행변수에 그랜저인과관계가 없다는 귀무가설을 5% 또는 1% 유의수준 하에서 기각하여 선행변수가 후행변수보다 선행관계에 있음을 의미함.

차분한 안정된 시계열을 사용하여 분석을 실시하였다.

<표 6>은 수도권 초소형 지수모형에 대한 Granger 인과관계 분석 결과이다. 조출생률, 조혼인률, 아파트 준공실적은 세대당인구수 변화율에 선행하는 것으로 나타났다. 소비자물가지수는 출생률, 혼인률, 아파트 준공실적에 선행하는 것으로 나타났다. 세대당 인구수 변화율은 CD금리에 선행하는 것으로 나타났다. 다른 지수모형에도 대체로 유사한 관계가 관찰되었으나, 수도권 소형, 중대형지수 모형에서는 세대당인구수 변화율이 규모지수에 선행하는 것으로 나타났으며, 수도권 대형 및 지방 대형 지수모형에서는 규모지수가 CD금리에 선행하는 것으로 나타났다. 수도권 소형 및 지방 중대형 지수모형에서는 규모지수가 KOSPI지수를 선행하는 것으로 나타나기도 하였다.

상기 Granger 인과관계 분석 결과를 Dipasquale & Wheaton(1996)의 4분면 모형(Four-Quadrant Model)과 Geltner et al.(2014)의 부동산 시스템(Real Estate System)을 토대로 살펴보면 아래와 같다. CD 금리, 소비자물가지수, KOSPI지수는 거시변수로서 4분면 모형의 외생변수로 작용하는 선행 변수가 된다. Granger 인과관계 분석 결과에서도 소비자물가지수는 조출생률, 조혼인률, 아파트준공실적을 선행하는 것으로 나타났다. 거시경제 이론상 금리가 하락하면 시중 통화량의 증가에 따라 물가가 상승하게 되며, 기

업 투자비용 감소로 주가가 상승하는 관계가 있다. 즉, CD금리→ 소비자물가지수 → KOSPI지수의 관계로 귀결된다.

인구학적 변수는 사회적 사건의 순서에 따라 혼인증가 → 출생 확대 → 세대당인구수 변화를 야기한다. Granger 인과관계 분석 결과상에도 조출생률과 조혼인률이 세대당인구수 변화율에 선행하는 것을 실증적으로 확인할 수 있다. 경제상황 및 인구학적 변화는 공간서비스 수요를 견인하며, 궁극적으로 신규 건설에 영향을 미치게 된다. 이 같은 경제환경, 수요, 공급 여건의 종합적인 결과로 장기적인 균형을 통하여 지역별 및 규모별 아파트 가격이 형성된다고 해석할 수 있다.

따라서 후속 절차인 VECM에서는 CD금리, 소비자물가지수, KOSPI지수, 조출생률, 조혼인률, 세대당인구수 변화율, 아파트준공실적, 규모지수의 순서로 변수의 순차(Cholesky ordering)를 적용하도록 한다.

5. 벡터오차수정모형)

1) 충격반응분석

충격반응분석(IRF, impulse response analysis)은 시계열 데이터에 발생한 충격이 각 변수에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 방법이다. 충격이란 시계

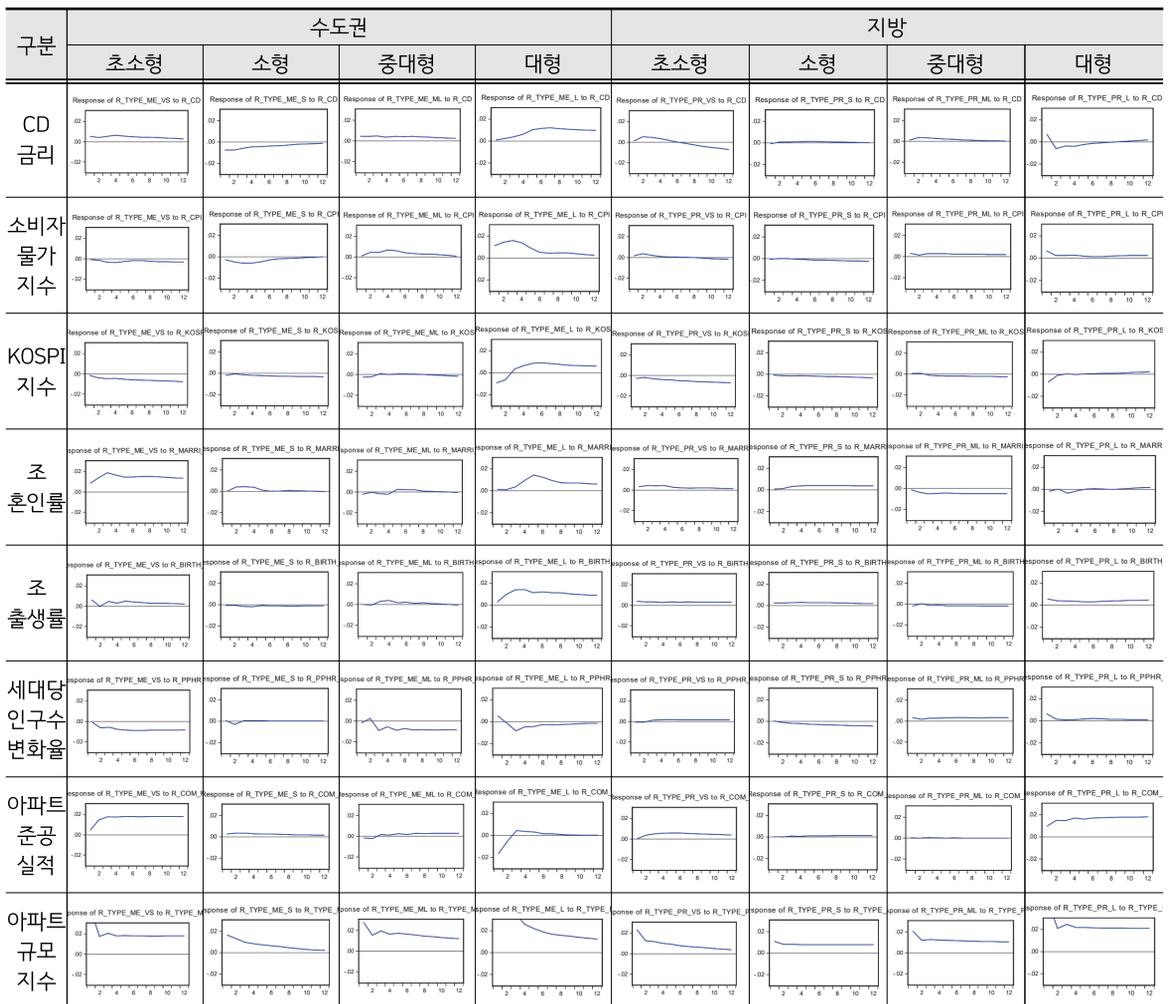
9) 본 연구에서는 충격반응함수 및 예측오차 분산분해분석에 초점을 둔 선행 연구들(이수용·노태욱, 2013; 엄근용·진창하, 2016; 성주한, 2021)을 참고하여 VECM 추정식의 해석은 생략하고 충격반응함수 및 예측오차 분산분해분석에 초점을 두어 아파트 규모별 가격에 미치는 변수별 영향도를 분석하였다.

열 데이터에 예기치 않은 변동이 발생하는 것을 의미한다. 충격반응분석은 이러한 충격이 발생했을 때 시간 경과에 따른 변수 간의 상호작용과 영향을 추적하는 것을 목표로 한다. 충격반응분석은 일련의 충격행렬을 생성하여 각 변수에 대한 충격의 영향력을 시각적으로 파악할 수 있다. 충격 행렬은 시간 경과에 따라 변수들 간의 동적인 변화를 보여준다. 이를 통해 어떤 변수가 다른 변수에 대해 얼마나 빠르게 반응하는지, 그 반응이 얼마 동안 유지되는지 등을 알 수 있다. <그림 6>은 수도권 및 지방의 규모지수 모형별 충격반응함수 결과이다. 자체변수 및 독립변수에 충격 발생시 규모지수에 미치는 12개월 동안의 충격반응 양상이다.

CD금리에 대한 충격반응 분석 결과, 수도권과 지방

은 다른 양상을 보였다. 먼저 수도권의 경우, 중소형 주택 대비 초소형, 중대형, 대형 아파트는 금리 상승 충격에 대해 일관된 정(+)의 반응을 나타냈으나, 수도권 소형 아파트는 부(-)의 반응을 나타냈다. 이는 실수요 중심의 소형과 중소형 아파트 시장에서 금리 인상에 따른 자금 조달 부담이 직접적으로 수요 위축 및 가격 하락으로 이어졌기 때문으로 해석된다. 지방의 경우, 전반적인 반응 강도는 대체로 수도권에 비해 약하였다. CD금리 충격에 대해 초소형 및 대형 아파트에서 복합적인 반응 양상이 관측되었으나, 소형 및 중대형 아파트는 경미한 정(+)에서 0으로 수렴하는 방향이 관찰되었다. 이는 해당 시장이 금리보다는 실물 수요, 인구 구조 또는 지역경기에 더 큰 영향을 받는 구조임

<그림 6> VECM의 충격반응함수 : 12개월 기준



주: 세로축의 충격반응 최대 수치는 0.3으로 통일하였으며, 가로축은 12개월까지 표시하고 있음.

을 시사한다.

소비자물가지수(CPI) 상승 충격에 대한 반응은 수도권과 지방이 유사한 양상을 보였으나 그 영향의 크기는 수도권이 컸다. 수도권 초소형과 소형 아파트는 CPI 상승에 대해 부(-)의 반응을 보였으나, 수도권 중대형 및 대형 아파트는 일관된 정(+) 반응을 보였다. 지방의 경우, 초소형 아파트는 소비자물가지수의 상승에 대해 단기적으로 정(+)의 반응을 보이다 부(-)로 전환되었으며 지방 소형 아파트는 오히려 미약한 부(-)의 반응을 보였다. 중대형 및 대형 아파트는 단기적으로 미약한 정(+)의 반응을 나타냈다. 물가상승에 따른 효과가 소형 아파트 시장에서는 구매력저하에 따른 수요감소를, 대형 아파트 시장에서는 물가상승기 실물자산에 대한 선호효과를 보여주는 것으로 보인다.

KOSPI 지수에 대한 충격은 아파트 규모 및 지역에 따라 뚜렷한 양상 차이를 보였다. 먼저, 수도권 초소형 및 소형 아파트는 KOSPI 상승에 대해 부(-)의 반응을 보였다. 이는 금융자산 시장의 상승이 실물자산, 특히 소형 부동산에 대한 투자수요를 대체하는 경향을 시사한다. 이로 인해 소형 아파트 시장에서는 자산 간 대체효과(substitution effect)가 나타남을 확인할 수 있다. 반면, KOSPI 상승에 대하여 수도권 중대형에는 미미한 영향이 있었으며, 대형은 정(+)의 반응을 나타냈다. 특히 대형 아파트의 경우 3기 시차 이후 강한 상승 반응이 유지되었다. 이는 대형 아파트 수요자 측면에서 금융자산과 실물자산을 함께 보유하려는 경향이 나타난 것으로 본다. 지방의 경우에도 중소형을 기준으로 소형 쪽과 대형 쪽이 다른 양상을 보였다. 초소형 및 소형 아파트는 KOSPI 상승에 대해 수도권과 비슷한 부(+의 방향을 보였으나, 중대형은 경미한 정(+)에서 부(-)로 전환을, 대형은 최초 부(-)에서 0의 방향으로 나타났다. 지방에서는 초소형 및 소형 아파트 시장에서는 자산 간 대체효과가 발생하고 있었으나, 중대형 및 대형에서는 수도권과 같은 KOSPI에 대한 정(+)의 효과는 미미하였다.

조혼인률의 상승 충격은 수도권과 지방 모두에서 주택 규모지수에 양의 영향을 미쳤으며, 특히 초소형 유형에서 가장 뚜렷한 반응을 보였다. 수도권 소형 아파트는 충격 이후 3~6기 사이에 정점을 형성하며 가장 높은 정(+)의 반응을 나타냈고, 이는 혼인 증가에 따른 신규 가구 형성이 직접적인 소형 아파트에 대한 주거 수요 증가로 이어졌음을 보여준다. 수도권 대형 아파

트도 정(+)의 반응을 보였지만, 반응 크기나 지속성은 초소형에 비해 낮았다. 이는 혼인 초기에는 상대적으로 접근이 용이한 소형 아파트에 대한 선호가 강하며, 대형 아파트는 생애주기 후반의 수요에 대응하는 구조를 반영한 것으로 해석된다. 지방의 경우에도 초소형 및 소형 아파트에서 혼인 충격에 대해 양의 반응이 나타났으며, 특히 소형 아파트는 단기 반응뿐만 아니라 장기적인 수요 유지 경향을 보였다. 반면 지방 중대형 아파트는 유일하게 부(-)의 반응을 나타내어, 혼인에 따른 주거 수요가 지방 중대형 주택시장에는 직접 연결되지 않음을 시사한다. 지방 대형 주택은 미약한 정(+) 반응을 보였으나 그 영향은 크지 않았다. 조혼인률은 신규 가구 형성과 초기 주거 선택에 직접적인 영향을 미치는 핵심 사회지표로, 주택 수요의 출발점을 형성한다. 분석 기간인 2011~2022년 동안 조혼인률은 장기적으로 감소 추세에 있으나, 그 변동성이 주택시장에 미치는 영향은 여전히 유의하였다. 특히 혼인율 상승은 수도권과 지방 모두 소형 주택에 대한 수요 확대를 촉진하며, 중장기 주택 수요 구조의 기저 요인으로 기능한다고 보인다.

조출생률의 충격에 대한 반응은 전반적으로 미약하며 수도권과 지방 간에 주택 규모별로 뚜렷한 차이를 보이지는 않았다. 다만, 수도권 대형 아파트는 상대적으로 강한 정(+)의 반응을 보였다. 출산 증가가 장기적으로 가족 구성 확대를 야기하며, 대형 아파트 수요에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 해석된다. 분석 기간인 2011~2022년은 지속적인 출산을 하락기에 해당하며, 정책적으로도 저출산 대응이 본격화된 시기였다. 이 시기에도 수도권 대형 아파트에서 출산 충격에 대한 정(+)의 반응이 확인된 점은, 출산 기대 또는 가족 확대 계획이 고소득층 중심의 대형 아파트 수요에 실질적으로 작동했음을 의미한다고 보인다. 지방의 초소형과 소형은 충격반응의 정도는 작았으나 정(+)의 영향을 받고 있다. 이는 지방에서도 일정 수준의 출산 수요가 여전히 소형 아파트 시장 내에서 반영되고 있음을 시사하며, 실질적 양육 환경이나 경제적 제약 등을 고려한 주택 규모 선택이 이루어지고 있음을 보여준다. 출산 정책과 주택정책 간의 효과적 연계를 위해서는 지역별, 계층별 접근이 필요함을 시사한다.

2011년부터 2022년까지의 세대당 인구수 변화율을 분석한 결과, 수도권은 전반적으로 지속적인 하락세를 보이다가, 2021년 이후 뚜렷한 반동을 나타내며 변화

폭과 반응성이 동시에 확대되는 경향을 보였다. 특히 코로나19 팬데믹을 전후한 시기에는 세대분화가 재가속되며 일시적으로 정(+)의 변화율을 기록하기도 했다. 반면, 지방은 같은 기간 동안 세대분화 속도의 둔화가 더욱 심화되어 전 기간에 걸쳐 일관된 부(-)의 변화율을 유지하였으며, 2019~2020년에는 -0.35% 수준까지 하락하는 등 구조적 저하가 나타났다. 회복세도 수도권에 비해 제한적이었으며, 이는 지방의 세대구조가 인구 감소 및 고령화 등의 영향으로 더욱 경직되어 있음을 시사한다. 수도권에서는 2011년부터 2020년까지 세대당 인구수의 지속적 감소 속에 초소형·중대형·대형 아파트 모두가 중소형 대비 상대가격 하락 충격을 보였다. 충격반응 결과에서는 여전히 중소형 주택이 가격 탄력성과 수요 기반 모두에서 가장 안정적인 위치를 유지하고 있는 것으로 나타난다. 반면 지방은 전체 기간 동안 세대당 인구수 변화를 자체가 일관된 음(-)의 흐름을 보였으며, 충격반응 또한 규모별 차이에 따른 반응이 미약하게 나타났다. 종합적으로 볼 때, 수도권은 세대구조 변화에 상대적으로 민감하게 반응하며, 주거 수요 역시 이에 맞추어 유연하게 조정되는 동태적 시장 구조를 보이는 반면, 지방은 세대분화 둔화, 인구 고령화, 지속적인 인구 감소 등의 요인으로 인해 점차 수요의 변동성이 약화되고, 구조적으로 경직된 저활성화 시장으로 이행하고 있는 것으로 보인다.

아파트준공실적에 대한 충격반응은 수도권과 지방 모두 중소형을 기준하여 소형과 중대형의 반응은 미미하였으나 초소형과 대형에서 동태적인 반응을 나타내었다. 초소형의 경우에는 정(+)의 반응이었으나 수도권의 반응폭이 더 크게 나타났다. 대형에서는 수도권은 부(-)의 충격에서 점차 0으로 수렴하는 양상을 보이거나, 지방에서는 정(+)의 방향으로 충격이 유지되는 양상을 보인다. 이러한 결과는 아파트 공급 충격에 대한 시장의 반응이 지역 및 아파트 규모에 따라 상이하게 나타난다는 점을 시사한다. 특히 초소형 아파트는 공급 증가에도 불구하고 상대가격이 상승하는 정(+)의 반응을 보여, 수도권에서는 투자·임대 수요에 기반한 견고한 시장 수요가 형성되어 있음을 나타내며, 지방 역시 일정 수준의 초소형 주택의 주거 수요가 유지되고 있음을 보여준다. 한편, 대형 주택의 경우 수도권에

서는 공급 증가로 인한 초기 가격 하락 압력이 존재하나 시간이 지남에 따라 점차 완충되는 반면, 지방에서는 상대적으로 가격이 유지되거나 상승하는 흐름을 보인다. 이는 지방의 대형 주택 수요가 수도권보다 공급 탄력성에 둔감하거나 특정 계층에 의해 지지되고 있을 가능성을 시사한다.

2) 예측오차 분산분해분석

예측오차 분산분해분석(FEVD, forecast error variance decompositions analysis)은 시계열 변동의 원인을 다른 변수들에 어떻게 할당할 수 있는지를 분석하는 방법이다. 이는 충격반응분석과 함께 수행되며, 각 변수에 대한 충격이 시스템 전체의 예측 오차 분산에 얼마나 기여하는지를 측정한다. 이를 통해 특정 변수의 중요도를 이해하고, 어떤 변수가 시스템의 불확실성을 가장 크게 증가시키는지 파악할 수 있다. 본 연구에서는 수도권 및 지방의 규모 지수모형 별로 예측오차 분산분해분석을 실시하여 지역별 아파트 규모지수에 자체변수 및 설명변수 간의 상대적인 영향 정도를 파악하였다. <표 7>은 지역별 아파트 규모지수모형의 예측오차분산분해 결과를 12개월 기준¹⁰⁾으로 정리하여, 각 변수가 아파트 규모지수에 미치는 영향 정도가 높은 정도를 순위(팔호)로 나타낸 표이다.

예측오차 분산분해 결과에 따르면, 모든 규모별 모형에서 자체변수의 비중이 가장 높게 나타났다. 특히 중대형 및 대형 주택은 각각 수도권에서 73.25%, 69.00%, 지방에서 76.82%, 65.13%의 자기기여도를 기록하여, 해당 시장의 규모별 가격 변동성이 주로 자체 내부 요인에 의해 형성되고 있음을 시사한다. 반면 초소형 및 소형 아파트는 외부 변수의 영향력이 상대적으로 높게 나타났으며, 수도권 초소형 아파트는 외부 변수들의 총합 기여도가 58.5%에 달해 수도권 초소형 아파트 시장이 외부 충격에 민감하게 반응하는 구조임을 보여준다.

개별 독립변수의 설명력에 있어서는 지역과 규모에 따라 상이한 양상이 나타났다. 먼저 CD금리의 경우, 수도권 소형 주택에서 17.81%로 가장 높은 설명력을 보였으며, 이는 실수요 중심 시장에서 금리 변화가 주거 수요에 직접적으로 영향을 미치고 있음을 시사한다. 지방에서는 초소형 주택을 제외하면 전반적으로

10) 60개월 기간(Period)까지 예측오차 분산분해분석을 실시한 결과, 12개월 이후에는 분산분해 결과 값의 변화가 미미하게 도출되었으며, 충격반응함수에서도 12개월 이후에는 일정한 값으로 수렴하는 양상을 보이고 있어 12개월을 기준으로 분산분해 결과를 표시하였다.

<표 7> 아파트 규모지수 모형의 예측오차 분산분해 결과 : 12개월 기준

구분	CD금리	소비자 물가지수	KOSPI 지수	조혼인률	조출생률	세대당인구 수 변화율	아파트 준공실적	아파트 규모지수	
수도권	초소형	1.96 (6)	0.68 (8)	3.11 (5)	19.75 (3)	1.21 (7)	5.62 (4)	26.15 (2)	41.53 (1)
	소형	17.81 (2)	10.94 (3)	5.57 (4)	3.45 (6)	1.45 (7)	0.75 (8)	5.07 (5)	54.96 (1)
	중대형	4.24 (3)	3.87 (4)	0.43 (8)	0.69 (7)	0.84 (6)	15.22 (2)	1.46 (5)	73.25 (1)
	대형	5.76 (4)	5.77 (3)	3.69 (6)	4.62 (5)	8.10 (2)	1.03 (8)	2.03 (7)	69.00 (1)
지방	초소형	8.95 (4)	1.24 (7)	14.15 (2)	4.20 (6)	4.85 (5)	1.10 (8)	11.20 (3)	54.32 (1)
	소형	0.62 (8)	2.47 (6)	5.07 (5)	11.48 (2)	5.49 (4)	10.33 (3)	0.86 (7)	63.66 (1)
	중대형	1.95 (5)	2.69 (4)	1.80 (6)	10.69 (2)	1.41 (7)	4.62 (3)	0.02 (8)	76.82 (1)
	대형	1.16 (4)	0.82 (5)	0.57 (6)	0.22 (8)	1.66 (3)	0.55 (7)	29.89 (2)	65.13 (1)

주: 수치는 Variance Decomposition(%) 괄호는 같은 규모지수 모형 내 Variance Decomposition 순위

낮은 기여도를 보여, 금리 충격에 대한 반응이 수도권에 비해 상대적으로 미약하였다.

소비자물가지수(CPI)는 수도권 소형 아파트에 가장 큰 영향을 미쳤으며, 12기 기준 분산분해 결과 10.94%의 설명력을 보여 중대형(3.87%) 및 대형(5.77%)보다 높게 나타났다. 이는 물가 상승이 실수요 기반의 소형 주택시장에 직접적인 가격 조정 압력으로 작용했음을 시사한다. 충격반응분석에서도 수도권 소형은 CPI 상승에 대해 부(-)의 반응을 보였고, 중대형 및 대형은 정(+)의 반응을 보이며 실물자산 선호효과가 나타났다. 지방의 경우 전반적으로 CPI의 설명력이 낮았으며, 모든 규모 유형에서 3% 미만에 그쳤다. 충격반응 또한 약하게 나타나 CPI보다 인구 구조나 지역 경기 등의 요인이 더 주요하게 작용함을 보여준다. 이러한 결과는 주택시장에 대한 인플레이션 대응 정책이 수도권과 지방, 소형과 대형 주택 시장에 따라 차별화되어야 함을 시사한다.

KOSPI 지수는 초소형과 소형 아파트에서 높은 설명력을 보이며 자산 간 대체효과의 가능성을 보여준다. 특히 지방 초소형 주택의 경우 KOSPI에 대한 설명력이 14.15%로 수도권을 상회했는데, 이는 지방에서도 소형 주택이 일부 투자 수요에 의해 반응하고 있음을 의미한다.

조출생률에 대한 충격반응 및 예측오차 분산분해 결과를 종합적으로 분석한 결과, 수도권에서는 대형 아파트가 조출생률에 가장 강한 영향을 받는 것으로 나타났다. 예측오차 분산 중 조출생률이 차지하는 비중은 8.10%로 상대적으로 높았다. 이는 출산 증가가 자녀 양육 및 가족 구성 확대와 직결되며, 이에 따라 넓은 주거 공간을 필요로 하는 수요로 이어지는 경향

이 반영된 결과로 볼 수 있다. 반면 초소형(1.21%), 소형(1.45%), 중대형(0.84%) 아파트는 모두 분산기여도가 2% 이하로 매우 낮은 수준을 보이며, 출산율 변화가 상대적으로 영향을 덜 미치는 것으로 나타났다. 이는 수도권에서는 출산과 주택 수요 간의 연계가 일정 수준 이상의 경제적·공간적 여유가 있을 때 작동하며, 소규모 주택시장에서는 실질적인 영향력이 크지 않음을 시사한다. 지방의 경우, 소형(5.49%)과 초소형(4.85%) 아파트에서 일정 수준 이상의 기여도를 나타내어 수도권과는 다른 양상을 보였다. 특히 소형 아파트의 분산기여도가 가장 높았다는 점은, 지방에서는 출산 이후 주거 이전이 반드시 대형 아파트로 향하지 않고, 실용성과 경제성을 고려한 선택이 이루어지고 있음을 암시한다. 또한, 지방 초소형 및 소형 아파트의 상대적 기여도 역시 수도권보다 높게 나타났다는 점에서 출산 이후에도 초소형 아파트에 잔류하거나 해당 유형을 선택하는 수요가 일정 수준 존재함을 보여준다. 이러한 분석 결과는 출산과 관련한 주택 수요가 지역별·규모별로 상이하게 나타나고 있음을 보여주며, 출산을 제고를 위한 주거지원 정책에 있어 획일적 접근보다는 지역의 가족구조 및 주택 선택 특성을 반영한 차별화된 정책 설계가 필요함을 시사한다. 수도권은 대형 주택 수요에 대응한 가족형 주거 지원이, 지방은 소형 및 초소형을 포함한 다양한 규모의 실수요 기반 지원이 효과적일 수 있다.

세대당 인구수 변화율은 충격반응분석에서는 대부분의 주택유형에서 즉각적인 반응이 미약하게 나타났으나, 예측오차 분산분해 분석 결과에서는 일부 유형에서 장기적으로 유의미한 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 특히 수도권 중대형 주택에서는 전체 예측오

차의 약 15.22%가 본 변수에 의해 설명되었으며, 지방의 소형(10.33%) 및 중대형(4.62%) 유형 또한 상대적으로 높은 기여도를 보였다. 이는 단기적인 반응은 크지 않더라도, 장기적으로 주택 수요의 변화에 누적적인 영향을 미치고 있음을 시사한다. 이러한 결과는 세대 구조의 점진적 변화가 즉각적인 가격 변동을 직접 초래하기보다, 시간의 경과에 따라 아파트 규모별 수요 재편과 선호 변화를 매개로 하여 궁극적으로 시장의 구조적 조정 과정에 영향을 미치는 경로로 작동함을 시사한다. 한편, 충격반응에서 상대적으로 반응이 크지 않았던 지방의 중소형 아파트가 분산분해에서는 일정 수준 이상의 설명력을 보이며 충격반응분석에서 부(-)의 방향을 보인 점을 볼 때 지방 주택시장에서 구조적 인구감소 속에서도 여전히 특정 수요 기반이 유지되고 있음을 보여주는 결과로 해석된다.

아파트 준공실적에 대한 충격은 초소형과 대형 아파트에서 비교적 뚜렷하게 나타났으며, 예측오차 분산분해 결과 역시 이를 뒷받침하였다. 수도권 초소형은 준공실적에 대해 정(+)의 반응을 보였고, 분산분해에서도 전체 예측오차의 26.2%를 설명하여 공급 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 지방 초소형 또한 11.2%로 유의한 기여도를 보여, 지역을 불문하고 초소형 시장이 공급 충격에 민감함을 확인할 수 있다. 대형 아파트의 경우 지방이 29.9%로 높은 설명력을 보였고, 수도권은 2.0% 수준이었다. 이는 지방 대형 아파트가 공급변수에 상대적으로 큰 영향을 받고 있으며, 수요층이 일정 수준 유지되고 있음을 시사한다. 반면, 중소형 아파트는 대부분 5% 이하의 낮은 설명력을 보여, 공급 충격이 예측력에 미치는 영향이 제한적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 유형별·지역별 수요 구조를 고려한 공급정책의 필요성을 강조한다.

V. 결론

1. 연구 결과의 요약과 시사점

본 연구는 아파트 시장에서 주거 규모별 상대가격 구조의 시계열적 동태성을 분석하고, 이에 영향을 미치는 인구사회학적, 거시경제적 요인을 실증적으로 규명하고자 하였다. 이를 위해 중소형 아파트를 기준으로 한 초소형, 소형, 중대형, 대형 아파트의 상대가격

지수(규모지수)를 종속변수로 설정하고, 2011년부터 2022년까지의 월별 데이터를 활용하여, 수도권과 지방을 구분한 후 벡터오차수정모형(VECM)을 적용하였다. 설명변수로는 세대당 인구수 변화율, 조출생률, 조혼인율, 아파트 준공실적, CD금리, 소비자물가지수(CPI), KOSPI지수를 포함하였다.

분석 결과, 첫째, 설명변수에 따른 아파트 가격의 변동성은 지역과 주거 규모에 따라 서로 다른 양상을 보였으며, 특히 수도권에서는 세대구조 변화 및 거시경제 변수에 대한 반응성이 지방보다 높게 관찰되었다. 충격반응분석 결과, 수도권 소형 주택은 금리 및 물가 상승 시 부(-)의 반응을, 대형 주택은 정(+)의 반응을 보였으며, KOSPI 상승 시에는 소형 주택이 투자 자산으로 대체되어 가격이 하락하는 반면, 대형 주택은 상승하는 이원적 반응이 나타났다. 이는 투자 수요의 자산 선호 구조가 주택 규모에 따라 이질적으로 작용하고 있음을 시사한다.

둘째, 예측오차 분산분해분석 결과 초소형 및 소형 주택은 외부 변수에 민감하게 반응한 반면, 중대형 및 대형 주택은 내부 요인(자기기여도)에 의해 가격이 형성되는 경향이 뚜렷하게 나타났다. 특히 수도권 초소형은 공급 충격, 수도권 소형은 금리 변화에 민감하게 반응하였으나, 지방 대형은 공급변수에 가장 큰 설명력을 보였다. 이는 아파트시장이 지역 및 규모별로 상이한 조정 메커니즘을 갖고 있다는 점을 보여주며, 아파트 시장이 주거 규모 측면에서도 단일한 구조가 아닌, 상이한 구조를 지닌 하위시장들로 구성되어 있음을 실증적으로 뒷받침한다.

셋째, 혼인률의 상승은 소형 주택 수요 증가로, 출생률은 대형 주택 수요 확대와 연계되며, 세대당 인구수의 변화는 중장기적인 수요 구조 변화의 기저 변수로 작용하였다. 이러한 분석 결과는 인구구조의 미세한 변화가 주택시장에 실질적인 영향을 미친다는 점에서, 인구사회학적 변수의 정책적 활용 가능성을 시사한다.

이상의 결과는 Dipasquale & Wheaton(1996)의 4분면 모형과 Geltner et al.(2014)의 부동산 시스템 이론에서 제시한 공간시장·자산시장·개발시장 간 상호작용 구조와도 부합하며, 주택 규모 간 가격 구조가 인구 및 경제변수와의 장·단기적 상호작용 속에서 형성되고 조정된다는 점을 실증적으로 확인하였다. 인구사회학적, 거시경제적 요인을 하나의 체계 안에서 동태적으로 추적했다는 점에서 기존 연구를 확장한다.

종합하면, 이러한 분석 결과는 주택 규모 및 지역 특성을 고려한 정책 설계 방향에 대해 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 수도권 소형 아파트 시장이 금리 및 물가 변동에 가장 민감하게 반응한다는 실증 결과는, 해당 하위시장에 대한 정책적 고정금리 대출 상품, 저금리 대환대출 프로그램과 같은 유동성 완충 장치를 설계·운용할 필요성을 뒷받침한다. 둘째, 수도권 초소형과 지방 대형 주택은 아파트 준공실적이라는 공급 충격이 가격에 장기간 누적·지속되는 특성이 관찰되었다. 따라서 이들 하위시장에서는 지역별 수요 규모를 선제적으로 감안하여 인허가·분양 물량을 정밀하게 조정하는 공급 관리 전략이 요구된다. 셋째, 혼인과 출산 증가가 소형 아파트(신규 가구)와 대형 아파트(가족 확대) 수요에 상이하게 작용한다는 결과는 가구의 생애주기와 주거 규모를 고려한 맞춤형 지원 체계의 필요성을 시사한다. 예컨대 신혼·청년 가구에는 소형 주택의 매입·전세 자금을 집중 지원하고, 다자녀 가구에는 중대형 주택의 매입·임차 보조를 확대하는 등 차등 설계가 요구된다고 본다.

2. 연구의 한계 및 향후 연구과제

본 연구는 아파트 시장을 수도권과 지방으로 나누고, 중소형 대비 상대가격지수(규모지수)를 종속변수로 설정하여 인구사회학적·거시경제적 요인의 장·단기 가격 구조를 분석한 실증연구로서 의의가 있다. 그러나 다음과 같은 한계가 존재한다.

첫째, 본 연구는 서울·경기·인천을 하나의 '수도권', 광역시와 중소도시를 하나의 '지방'으로 묶어 분석하였다. 이 방식은 도시별 고유 특성을 고정효과(Fixed Effects)로 걸러내는 패널 접근을 사용하지 않았기 때문에, 지역 내부의 수요·공급 구조 및 가격 수준 차이를 충분히 반영하지 못한다. 향후 연구에서는 권역별 또는 시·군·구 단위로 세분화한 자료를 활용해 지역 이질성을 정교하게 검증할 필요가 있다.

둘째, 출산율, 혼인율, 금리, 물가와 같은 변수는 아파트 매매시장보다 전·월세 시장이나 단독·다세대·연립 등 비(非)아파트 주택유형의 수요에 더 민감하게 작용할 가능성이 크다. 따라서 향후 연구에서는 아파트 가격 격차뿐 아니라 전·월세 지수와 다양한 주택 유형의 가격을 함께 분석해, 이러한 설명변수들의 인과성과 영향력을 보다 정확하게 파악할 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 장·단기 반응의 방향성과 지속성 파악에 초점을 맞추어 VECM의 충격반응함수(IRF)를 시각적으로 제시했으나, 부트스트랩(Bootstrap) 신뢰구간을 제시하지 못했다는 한계가 있다. 후속 연구에서는 충격반응함수와 함께 신뢰구간을 제시하여 충격의 통계적 유의성을 정량적으로 검증할 필요가 있다고 본다.

마지막으로, 본 연구는 선형 VECM으로 분석했으나, 주택시장은 코로나19나 정부 정책과 같은 외생 충격으로 비선형적·국면별 변화를 보이고, 또한 지역 내 고용, 교통, 개발계획 등 미시 요인이 가격 격차에 영향을 미칠 수 있다. 향후 연구에서는 이러한 국면 전환과 공간적 특성까지 포착할 수 있는 확장된 동태·공간 분석이 필요하다고 본다.

논문접수일 : 2025년 4월 1일

논문심사일 : 2025년 5월 16일

게재확정일 : 2025년 6월 11일

참고문헌

1. 국토교통부, 「2022년도 주거실태조사」, 2023
2. 김구희 · 이주영, “아파트 시장의 규모가 매매가격에 미치는 영향에 관한 실증 연구-글로벌 금융위기 전·후 수도권 1기 신도시 아파트를 대상으로-”, 「한국정책과학학회보」, 제20권 제1호, 2016, pp. 143-166
3. 김병석 · 서원석, “지역의 인구변화에 영향을 미치는 사회경제적 특성 연구: 수도권과 비수도권 비교를 중심으로”, 「한국지역개발학회지」, 제26권 제4호, 2014, pp. 1-14
4. 김영민, “규모별 주택 가격 상승률의 상호 관계 분석-8개 지역을 중심으로-”, 「대한부동산학회지」, 제37권 제1호, 2019, pp. 41-57
5. 김종호 · 전재호 · 박성준, “주택 규모에 따른 가격 변동성 분석”, 「한국콘텐츠학회 논문집」, 제13권 제7호, 2013, pp. 432-439.
6. 박성준, “주택규모별 가격간의 공간적 인과성분석에 관한 연구-수도권을 중심으로-”, 한양대학교 도시대학원 석사학위논문, 2010
7. 성주한, “벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 이용한 아파트 매매가격 결정모형에 관한 연구: 창원시 주택시장을 중심으로”, 「주택금융연구」 제5권, 제1호, 2021, pp. 27-49
8. 신정화, “주택규모에 따른 지역간 주택가격 인과관계에 관한 연구”, 한양대학교 도시대학원 석사학위논문, 2004
9. 엄근용 · 진창하, “유동성의 변동이 주택가격 변동성에 미치는 영향”, 「주택연구」, 제24권 제4호, 2016, pp. 5-27
10. 이수용 · 노태욱, “아파트매매가격과 경제성장률 간의 VECM 분석:서울 및 광역시별 비교 분석”, 「부동산연구」, 제23권 제2호, 2013, pp. 133-152
11. 이홍재 · 박재석 · 송동진 · 임경원, “EViews를 이용한 금융경제시계열분석”, 경문사, 2007
12. 장한익, “수도권과 지방 주택매매가격의 동조화 변화 분석”, 「토지주택연구」, 제10권 제1호, 2019, pp. 9-18
13. 정영철 · 전한보미, “주택규모별 가격변동의 지역간 인과성에 관한 연구”, 한양대학교 도시대학원 석사학위논문, 2009
14. 통계청, 「2022년 인구주택총조사」, 2023
15. 한국부동산원, 「공동주택실거래가격지수 통계정보보고서」, 2025
16. 한기호, “지역별 주택가격 변동에 관한 연구”, 한양대학교 도시대학원 박사학위논문, 2010
17. Dickey, D.A., Fuller, W.A., “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” Journal of the American Statistical Association, Vol. 74 No. 366, 1979, pp. 427-431
18. DiPasquale, D. and W. C. Wheaton, “Urban Economics and Real Estate Markets”, Prentice-Hall, 1996.
19. Enders, W., Applied Econometric Time Series, 4th ed., John Wiley & Sons, 2015
20. Engle, R.F., Granger, C.W.J., “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” Econometrica, Vol. 55 No. 2, 1987, pp. 251-276
21. Geltner, D., N. Miller, J. Clayton and P. Eichholtz, “Commercial Real Estate Analysis & Investments (3rd ed.),” Thomson South-Western, 2014.
22. Granger, C. W. J., “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods,” Econometrica, Vol. 37 No. 3, 1969, pp. 424-438
23. Hamilton, J. D., Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994
24. Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” Econometrica, Vol. 59 No. 6, 1991, pp. 1551-1580
25. Johansen, S., “Statistical analysis of cointegration vectors,” Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12 No. 2-3, 1988, pp. 231-254
26. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root,” Journal of Econometrics, Vol. 54 No. 1-3, 1992, pp. 159-178
27. Said, S.E., Dickey, D.A., “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order,” Biometrika, Vol. 71 No. 3, 1984, pp. 599-607
28. Sims, C, “Macroeconomics and Reality,” Econometrica. Vol. 45 No. 1, 1980, pp. 1-48

<국문요약>

벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 아파트 규모별 매매가 비교 연구

박 성 구 (Park, Seong-Ku)
전 재 식 (Jeon, Jae-Sik)

본 연구는 2011년 1월부터 2022년 12월까지 월별 실거래 통계자료를 활용해 수도권과 지방 아파트 시장을 중소형 대비 초소형, 소형, 중대형, 대형 가격비율(규모지수)로 표준화하고, 세대당 인구수 변화율, 조출생률, 조혼인율, 아파트 준공실적, CD금리, 소비자물가지수, KOSPI를 설명변수로 설정하여 VECM을 추정하였다. Johansen 공적분 검정 결과 규모지수와 설명변수 간 장기 균형관계가 3~5개 도출되었으며, 충격반응분석 및 예측오차분산분해분석을 통해 금리 및 물가 변동이 수도권 소형, 공급 충격이 수도권 초소형 및 지방 대형, 혼인 및 출산이 각각 수도권 초소형 및 대형 아파트 수요에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 세대당 인구수 감소가 수도권 중대형 가격 변동의 주요 배경으로 확인되었다. 이는 아파트 시장이 지역·규모별로 상이한 하위시장으로 구성됨을 시사하며, 금리 안정, 맞춤형 공급 조절, 생애 주기별 주거지원 등 차별화된 정책 설계의 필요성을 제기한다.

주 제 어 : 거시경제, 인구구조, 아파트 매매가격, 규모지수, 벡터오차수정모형