

VECM을 활용한 주택시장분석 : 주택공급을 중심으로

VECM Analysis of the Housing Market : Focusing on the Housing Supply

서 상 원 (Seo, Sang-Won)*

이 상 군 (Lee, Sang-Gun)**

< Abstract >

This study conducts a time-series analysis on the apartment housing market in Seoul, focusing on housing supply. Six variables were analyzed : sale price, jeonse price, number of housing starts, number of unsold homes, interest rate, and the KOSPI. The analysis employed the Vector Error Correction Model (VECM).

The empirical analysis results can be summarized as follows : First, there are three cointegrating relationships among the variables with housing starts adjusting faster than prices to deviations from equilibrium. Second, jeonse price affects sale price, but the reverse does not hold. Interest rate impacts both sale and jeonse price, while the number of unsold homes and the KOSPI affect only sale price. Third, the number of housing starts is most influenced by its own fluctuations but is also influenced by the number of unsold homes and sale price. In contrast, interest rate has a weak influence on the number of housing starts. The number of housing starts influence both sale and jeonse price with a lag, with a more pronounced effect on jeonse price.

These findings suggest that directly stimulating supply is more effective for influencing supply-side variables than utilizing financial measures like interest rate, although interest rate significantly affects price variables.

Keyword : Housing Supply, Housing Market, VECM, Cointegration, Variance Decomposition

I. 서론

1. 연구배경 및 목적

2020년 전대미문의 코로나19 위기를 극복하고자 시행한 글로벌 유동성 확대가 전 세계적으로 고물가와 고금리라는 후유증을 가져왔고 최근 지속되는 지정학적 불안과 겹쳐 대외의존도가 높은 우리 경제에 지속적인 부담으로 작용하고 있다. 만성적인 가계부채와 저성장 문제에 시달리는 가운데 경기 민감성이 높은 부동산·건설업합의 악화에 따라 주택 인허가, 착공,

준공 단계에 이르는 주택공급이 전반적으로 악화하면서 장래 수급불균형으로 인한 주택가격 급등이 예상되고 있다. 이로 인해 향후 일반 국민의 주거 안정성이 훼손되고 아울러 국민경제에 대한 부정적 파급효과를 일으킬 우려가 고조되고 있다.

2023년 집계된 주택공급 실적을 살펴보면 전국의 인허가와 준공은 2005~2022년간 연평균 대비 80%를 상회하나 착공은 약 55%에 불과하다. 특히 서울에서 착공은 연평균 대비 44.3%에 불과하고 인허가와 준공마저도 65% 미만으로 모든 주택 건설단계에서의 실적이 예년에 비해 저조한 상황이다.¹⁾ 주택공급이 지연되는 원인은 금리 상승, 건설 공사비 급증으로 인한 저조

* 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정, 전문건설공제조합 차장, swseo@sogang.ac.kr, 주저자

** 서강대학교 경영대학 교수, slee1028@sogang.ac.kr, 교신저자

한 사업성과 주택경기 및 부동산 PF 불안에 따른 금융 환경 악화 등 복합적이며 단기에 개선될 기미는 보이지 않는 상황이다.

주택공급은 대지 확보, 인허가, 분양, 착공, 준공, 입주의 단계를 거치며 장기간이 소요되는 비탄력적인 재화의 성격을 갖는다. 즉 주택공급에 장애가 발생할 때 단기간에 추가생산을 통한 즉각적인 주택공급이 불가능하므로 일시적인 공급 측면의 문제만으로도 임대료와 주택가격의 급등이 발생할 수 있다. 최근 지속되는 주택공급 악화는 구조적인 공급부족으로 이어지고 향후 주택가격의 변동성을 확대하여 금융시장과 서민 주거에 불안 요인으로 작용할 수 있다.

그동안 주택가격, 주택가격과 거시경제변수 간 관계에 관한 많은 연구가 있었으나 주택공급에 관한 연구는 상대적으로 저조한 상황이었다. 이러한 상황에서 본 연구에서는 그동안 중요성에도 불구하고 중점적으로 다뤄지지 못한 주택공급을 중심으로 주택시장을 동태적으로 분석하고 시사점을 도출하고자 한다.

2. 연구 범위·방법 및 체계

본 연구는 2012년 1월부터 2023년 12월까지의 12년간 서울 아파트 시장을 한정하여 가격변수로 아파트 매매가와 전세가, 공급변수로 아파트 착공실적과 미분양실적, 거시경제변수로 금리와 주가를 선정하여 주택시장의 동태적 특성을 연구하였다. 연구방법론으로는 다변량 시계열 분석 방법의 하나인 벡터오차수정모형(VECM)을 구축하여 선정된 변수들 간의 관계를 실증적으로 분석한다.

연구의 체계는 서론인 I장에서는 연구 배경 및 목적, 연구 범위·방법 및 체계를 소개하고, II장에서는 이론적 근거와 선행연구를 살펴보고 본 연구의 차별성을 논의한다. III장에서는 분석 방법론과 관련하여 벡터자기회귀모형(VAR)과 벡터오차수정모형을 검토하고 변수의 선정에 대해 논의한다. IV장에서는 기초통계량 분석, 단위근 검정, 그랜저 인과관계 검정(Granger's Causality Test), 공적분 검정, 모형추정, 충격반응분

석 및 분산분해분석 순서로 분석결과를 제시한다. 마지막으로 V장에서는 연구 결과를 요약하고 연구의 시사점 및 한계점을 제시한다.

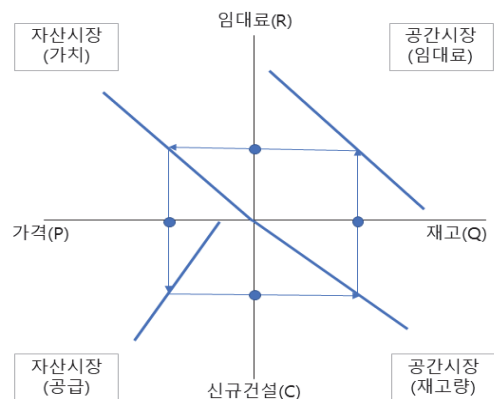
II. 이론 및 선행연구 검토

1. 이론적 근거

먼저 실증분석 모형 수립을 위한 이론적 근거를 살펴보기 위해 Dipasquale·Wheaton(1996)이 제안한 D-W 모형을 검토하였다. 이 모형은 공간 서비스 임대시장과 건물 자산시장을 연계해 전체 부동산 시장의 작동을 설명하고 있다.²⁾

1사분면은 단기적인 공간시장이며 임대료가 결정된다. 1사분면에서 결정된 임대료는 2사분면에서 자본환원율(cap rate)과 같은 이자율로 할인되어 매매가를 형성하고, 매매가가 상승하게 되면 3사분면에서 건설업자는 공급을 증가시킨다. 3사분면에서 증가한 공급이 수요를 충족시키지 못하면 4사분면에서 미분양의 증가로 1사분면에서 공급이 증가해 임대료 하락으로 이어져 수급이 균형을 찾아간다는 원리이다.³⁾ 결국 주택시장의 균형가격은 수급에 의해 결정되고 동태적으로 공급에 역으로 영향을 주며 금융시장에서 결정된 금리와 자산시장의 영향을 받는다고 할 수 있다.

<그림 1> D-W 모형



1) 김지혜·이길제·전성제·이수옥·최진도, “주택공급 상황분석과 안정적 주택공급전략”, 「국토정책Brief」 963호, 국토연구원, 2024, pp.1-8

2) 김경환·손재영, 「부동산 경제학」, 2020, pp.333-334

3) 성주환, “벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 이용한 아파트매매가격 결정모형에 관한 연구 : 창원시 주택시장을 중심으로”, 「주택금융연구(2021)」 5권 1호, 한국주택금융공사, 2021, pp.27-49

2. 선행연구 분석

본 연구와 관련하여 주택가격(매매가, 전세가)의 변동과 관련하여 거시경제변수를 고려하는 다양한 시계열 분석이 이루어졌다.

차문중(2004)는 매매가에 금리가 음(-)의 영향을, 전세가와 토지가격, 기대가격 상승률은 양(+)의 영향을 주는 것으로 분석하였다. 권주안·김윤중·김경환·이한식(2006)는 전세가와 매매가 변동률, 실질 GDP 성장률, CPI 상승률이 매매가 변동률에 양(+)의 영향을 주고, 회사채수익률은 음(-)의 영향을 주는 것으로 분석하였다. 한동근(2008)은 지역내총생산과 금리가 광역시 주택가격 변화율에 양(+)의 영향을 주며, 순인구유입과 지역의 부도율도 유의한 영향을 주는 것으로 분석하였다. 홍정효·문규현(2009)은 매매가와 금리 간 상호영향이 있었으나 주가는 영향이 없는 것으로 분석하였고, 환율은 매매가에 영향이 있는 것으로 분석되었다. 이영수(2011)는 매매가와 전세가 사이에 공적분이 존재하며, 전세가는 매매가에 영향을 주나 반대는 성립하지 않음을 확인했다. 김용순(2011)은 매매가는 금리, GDP보다는 매매가 자체와 전세가의 변동에 의해 영향을 받는 것을 확인했다. 김윤영(2012)은 금융위기 후 인플레이션이 매매가, 전세가 변동의 주요 요인이며 물가, 환율, 주가가 매매가 및 전세가의 불균형 오차에 유의한 영향을 주는 것으로 파악하였다. 김병준·유한수(2015)의 연구에서는 주택가격과 주가는 음(-)의 관계가 있음을 확인하였고, 김호연(2018)은 거시경제변수가 지역별, 용도별로 미치는 영향도 및 부호가 상이함을 확인했다. 박진백(2023)은 매매가가 전세가에 미치는 영향력은 일정 수준 유지되고 있으며 반대로 전세가가 매매가에 미치는 영향력은 2010년 이후 확대되고 있다고 밝혔다.

주택공급과 주택가격과의 관계에 관한 연구는 다음과 같다. 김경환·이한식(2004)은 주택가격에 대하여 전분기 금리는 음(-), 당분기 경상GDP는 양(+)의 영향을 주는 것으로 파악되었으나, 주택건설 호수와 주택가격 간에는 상호영향이 없는 것으로 나타났다. 류지수(2007)는 건축허가면적이 전세가와 종합주가와 더불어 매매가에 영향을 주었음을 밝혔다. 황인철(2013)은 서울에서 주택 인허가 면적과 착공 면적이 매매가, 전세가 모두에 음(-)의 영향을 미치는 것을 확인했다. 유승동(2018)은 주택착공이 주택가격 상승에 영향을

받으며 토지비용과 건설비용 상승은 주택착공을 감소시키는 효과가 있지만, 2008년 글로벌 금융위기는 주택공급에 부정적인 충격을 주지 못함을 분석하였다. 전해정(2019)은 매매가 변동에 대해 건축물 착공현황(면적)과 산업생산지수의 영향력은 미미하고, 전세가, 거래량, 주택담보대출금이 양(+)의 영향을 주는 것으로 분석하였다. 김리영·서원석(2020)은 경남과 경기도의 미분양 요인을 분석한 결과 경남은 미분양 자체가, 경기도는 소비심리, 분양가, 재고주택 가격의 영향력이 큰 것을 확인하였다. 성주환(2021)은 창원시에서 건설인허가 변화율과 미분양변화율이 2016년 이전에는 매매가에 영향을 주었으나 2016년 이후에는 미미했다고 밝혔다. 장영길·장성대·임미화(2021)은 주택가격의 자기 회귀 현상을 확인했으며 가격 상승기에는 신규 준공량과 세대수가 유의미한 요인으로 작용하며 수도권 매매가 상승은 공급부족에 기인하는 것으로 확인되었다. 송인호(2022)는 아파트 분양물량과 금리를 포함한 사용자비용은 3년 후의 준공후미분양과 양(+)의 관계가 있음을 밝혔다.

3. 선행연구와의 차별성

관련된 선행연구를 고찰한 결과 주택가격 자체의 움직임, 매매가와 전세가의 관계, 거시경제변수와 주택가격과의 상호인과관계가 주류를 이뤘으나, 주택공급과 미분양을 함께 고려한 모형을 구성하고 동태적 관계를 규명하는 연구를 찾기 어려웠다. 또한 인허가, 착공, 준공, 분양 등 여러 주택공급 변수들의 특성을 검토하여 실증분석에 적합한 변수를 선정하는 연구를 찾기 어려웠다. 아울러 선행연구에서 주택공급 변수로 인허가 면적이나 착공 면적을 주로 활용하고 있는데 이는 면적 단위로 집계되는 자료로서, 주택 호(戶) 단위로 조사되어 작성되는 주택가격지표와 측정 단위가 다르다는 문제가 있었다.

본 연구는 선행연구의 이러한 한계를 극복하기 위해서 국토교통부 통계누리의 주택건설 실적통계를 활용하여 주택가격지표와 측정 단위를 통일화하고, 다양한 변수를 비교해 적절한 주택공급변수를 선정하였다. 그리고 주택가격, 거시경제, 주택공급을 종합적으로 고려한 모형을 구축하여 분석하고자 하였다.

III. 분석 방법 및 변수 선정

1. 분석 방법

부동산 시장의 다변량 시계열 분석 방법으로는 대표적으로 벡터자기회귀모형(VAR)과 벡터오차수정모형(VECM)이 있다. Litterman · Weiss⁴⁾에 의해 개발된 VAR은 어떤 시계열의 현재 값이 자신의 과거 값 뿐 아니라 다른 시계열 변수의 과거값에 의해서 영향을 받아 변화하는 모형으로 모든 변수를 내생변수로 간주하여 분석한다. 일반형태는 다음 식과 같다.

$$Z_t = \Pi_1 Z_{t-1} + \dots + \Pi_p Z_{t-p} + \epsilon_t$$

여기서 Z_t 는 내생변수 벡터이고, $\Pi_1, \dots, \Pi_p$ 는 추정 계수 행렬, ϵ_t 는 자기상관이 없는 백색잡음이다.⁵⁾

VAR을 이용한 추정은 내생변수들이 모두 정상적(stationary)하다는 가정이 필요하다. 단위근을 가진 비정상적(non-stationary)인 시계열 자료로 회귀분석을 실시하면 실제로 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 의미 있는 연관관계가 발견되는 허구적 회귀(spurious regression) 문제가 발생한다. 따라서 시계열 자료가 비정상적이면 차분(differencing)을 통해서 안정화한 후 VAR로 추정한다. 그러나 차분을 하면 원래의 데이터 Y_t 가 아닌 ΔY_t 를 가지고 분석하게 되므로 시계열 데이터의 장기적인 변화에 관한 정보는 전부 유실되어 버린다는 문제가 생긴다.⁶⁾

이와 관련하여 Engle · Granger(1987)는 VECM을 제시하면서 개별 시계열 변수들이 불안정해도 이들의 선형결합이 안정적이면 공적분(cointegration)되어 있으며 시계열 데이터를 차분하지 않고 그대로 분석할 수 있다고 하였다. 만일 두 변수 X_t 와 Y_t 가 1차 적분변수 $I(1)$ 이고, 공적분 관계가 존재한다면 VECM을 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \lambda_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

여기서 α_0 는 상수항, λ_1 은 조정계수(adjustment coefficient)라고 하며, $\lambda_1 < 0$ 일 때 X, Y 는 균형에 도달할 수 있다. 변수들이 언제나 장기 균형상태를 유지한다면 오차수정항(ϵ_{t-1})은 항상 0이 되고, 만일 X, Y 가 장기균형에서 이탈하면 오차수정항은 0이 되지 않는다.⁷⁾ 위 식에서 보는 바와 같이 오차수정항을 포함하는 VECM은 단기 동태적 관계를 명시적으로 고려하면서 변수의 장기적 균형으로의 점진적인 조정과정을 보여줄 수 있다는 장점이 있다. 오차수정항 앞의 조정계수는 장기균형에서 이탈한 불균형 오차가 얼마나 빨리 시계열변수가 균형상태에 복귀하도록 하는지를 나타낸다.⁸⁾

본 연구에서 원데이터의 단위근 검정 결과 불안정한 시계열로 나타났으나 공적분이 존재하는 것으로 판명되어 차분 없이 원데이터 VECM분석을 진행하였다.

2. 변수 선정

본 연구에서 분석 대상은 서울의 아파트 시장으로 한정하였으며, 주택가격변수로 한국부동산원에서 매월 발표하는 아파트 매매가격지수와 아파트 전세가격지수를 선정하였다.

1) 거시경제변수

금리, 유동성, 물가, 소득, 환율, 주가, 소비심리지수 등 다양한 거시경제변수들은 이미 많은 선행연구에서 주택시장과의 연관성이 분석되었다. 이론적으로 주택가격은 다음 식과 같이 해당 자산으로부터 발생하는 미래소득흐름의 현재가치의 합으로 볼 수 있다.

4) Litterman, R.B. and L.Weiss., "Money, Real Interest Rate and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data", 「Econometrica」 Vol.53, 1985, pp.129-156

5) 김동환, "VECM모형을 이용한 주택시장과 거시경제변수 관계분석", 「대한부동산학회지」 제33권 제2호, 대한부동산학회, 2015, pp. 179-203

6) 이종원, 「계량경제학」, 2007, pp.861-865

7) 최차순, "주택시장과 거시경제변수들 간의 장기적 균형관계 연구", 「대한부동산학회지」 제41권 제4호, 대한부동산학회, 2023, pp. 325-326

8) 이종원, 전거서, pp.870-871

$$PH_t = \sum_{k=1}^n \frac{D_{t+k}}{(1+r)^k}$$

여기서 PH_t 는 t 기의 주택가격, D_{t+1} 은 $t+1$ 기의 임대소득, r 은 할인율, n 은 보유기간을 나타낸다. 위 식에 의하면 금리는 직접적으로 분모의 할인율에 변동을 주므로 주택가격 변동요인이다. 또한, 합리적인 투자자는 주택과 같은 실물자산과 대체 관계인 주식 등 금융자산의 수익률을 비교해 투자여부를 결정한다.

이점을 고려해서 거시경제변수 중 주가와 금리를 선정하였으며, 이를 측정하는 지표로 각각 매월 말 코스피(KOSPI) 지수와 대표적인 금리인 국고채 3년물 금리를 사용하기로 하였다.

2) 주택공급변수

주택공급변수로는 국토교통부 통계누리에서 월별로 집계 발표하는 주택 호수 단위의 주택착공실적을 활용하기로 하였다. 주택공급을 단계적으로 구분해 보면 크게 주택건설 인허가와 착공 그리고 준공이라는 3단계로 구성되는데, 착공 이후 준공까지 소요되는 시간의 불확실성은 크지 않다. 주택건설 특성상 착공 이후 단계는 중간에 공사를 중지하기 어렵기 때문이다.⁹⁾

반면, 주택의 인허가는 착공과는 다른 개념으로 허가를 받았다고 하더라도 주택착공으로 이어지지 않을 가능성이 높다.¹⁰⁾ 공공의 인허가는 통상 12월에 집중되며 실제 착공 및 분양 시기는 인허가 시점과 상당한 시차가 존재한다. 인허가는 정책적 요인에 의한 변동성이 큰 지표로 실제 공급 여부와 관련성이 착공실적보다 떨어진다는 지적도 존재한다.¹¹⁾ 인허가, 착공 등은 매년 4/4분기에 큰 폭의 증가세를 보이는데 이는 착공시기 결정에 따른 사업승인 신청 시점이 아파트의 경우 착공시기가 가장 유리한 1/4분기 또는 2/4분기를 고려하여 전년도 하반기에 집중적으로 신청되기 때문이다. 하반기, 특히 4/4분기에 규칙적으로 건축허가 면적이 많이 증가하는 경향이 있어 착공시기 역시 계절성을 보인다.¹²⁾

앞서 살펴본 결과를 종합하면 준공은 착공에 일정

시차를 둘 뿐 종속성이 강하며, 인허가는 실제 공급과의 관련성이 떨어진다고 본다. 따라서 본 연구에서는 착공을 실질적인 주택공급 변수로 선정하였다.

또한, 본 연구에서는 미분양을 추가적인 주택공급 변수로 포함하였다. 미분양은 앞서 살펴본 바와 같이 D-W 모형에서 주택 재고로 해석되며, 기존 선행연구에서 주택가격과 상호작용이 밝혀진 바 본 연구에서 착공과 함께 주택공급 변수에 포함하였다.

한편 착공과 미분양은 계절적 요인에 따라 변동성이 높고, 월별 변동성이 높아 원자료를 그대로 사용 시에 시계열 분석결과를 왜곡할 소지가 있다. 이에 12개월 이동평균을 적용해 원자료를 안정화한 후 활용했다.

3) 변수요약

본 연구에서 최종적으로 사용하는 분석변수는 모두 6개로서 <표 1>에서 요약하여 정리하였다.

<표 1> 분석 변수 요약

구 분	변수설명	출처	단위	변수표시
주택 가격	아파트 매매가격지수	한국 부동산원	지수	SALE
	아파트 전세가격지수			RENT
주택 공급	아파트 착공실적	국토교통부 통계누리	호	START
	아파트 미분양실적		호	UNSOLD
거시 경제	국고채 3년 금리	통계청	%	RATE
	KOSPI 지수		지수	KOSPI

IV. 분석결과

1. 기초통계량

분석을 위해 국고채 금리를 제외한 모든 변수는 자연로그로 변환하여 규모(scale)를 안정화했으며 이를 원데이터(raw data)로 활용한다. 2012년 1월부터 2023년 12월까지 144개의 원데이터 기초통계량은 다음과 같다.

9) 지규현·최성호·주현태·이창무, “수도권 주택건설 착공시기에 대한 생존분석”, 「주택연구」 제25권 제3호, 한국주택학회, 2017, pp. 117-132

10) 유승동, “전환기의 주택공급: 주택착공을 중심으로”, 「주택연구」 제26권 3호, 한국주택학회, p.41

11) 허윤경, “주택 공급 지표의 문제점과 인허가 실적의 선행성 변화 분석”, 「CERIC건설이슈포커스」, 건설산업연구원, 2011, pp.1-26

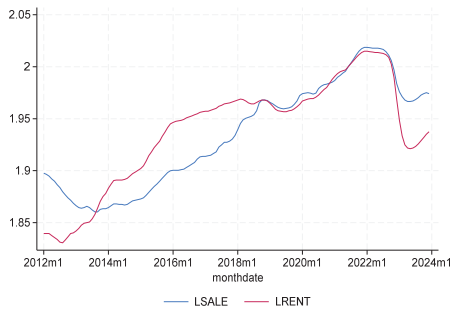
12) e-나라지표, 건축허가·착공·준공 현황

<표 2> 원데이터 기초통계량

변수명	내용	평균	표준편차	최소	최대
LSALE	매매가격지수	1.9344	0.0510	1.8603	2.0187
LRENT	전세가격지수	1.9385	0.0520	1.8306	2.0149
LSTART	착공실적	2.1943	0.8529	0.8260	4.2350
LUNSOLD	미분양실적	2.6197	0.6368	1.5807	3.5264
RATE	국고채3년금리	2.1943	0.8529	3.0083	3.1543
LKOSPI	KOSPI지수	3.5051	0.1278	3.2089	3.7341

<그림 2>는 매매가와 전세가의 추이를 보여준다. 매매가 전세가는 2012년 이후 동반 상승추세를 보이다가 2022년 하락한 후에 일부 회복하는 모습을 보였다.

<그림 2> 매매가와 전세가 추이



<그림 3>은 착공과 미분양의 추세를 보여준다. 착공은 사이클을 두고 증감을 반복하는 모습이나 2022년 이후 하락하여 회복되지 못하는 상황이며, 미분양은 2022년 이후 큰 폭으로 증가하였다.

<그림 3> 착공과 미분양 추이



변수 간 상관계수를 <표 4>에서 살펴보면 매매가와 전세가의 상관계수가 0.84로 나타났으며 착공은 매매가와 전세가에 모두 0.4이상으로 양(+)의 값을 보였다. 또한 미분양은 매매가, 전세가, 착공에 모두 절댓값이 0.5 이상인 음(-)의 관계를 나타냈다.

금리의 상관계수는 앞서 검토한 선행연구의 결론과 같이 매매가, 전세가에 음(-)의 값을 보여주고 있으나 전세가와 상관관계가 높은 것으로 나타났다, 아울러 금리는 착공에도 음(-)의 값을 나타내며 미분양과는 양(+)의 값을 나타낸다.

주가는 가격변수에는 높은 양(+)의 상관계수를 보였으며 미분양과는 -0.6으로 음(-)의 상관계수를 보였다. 아울러 착공 및 금리와는 약한 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

<표 3> 변수 간 상관계수

	매매가	전세가	착공	미분양	금리	주가
매매가	1.000					
전세가	0.840	1.000				
착공	0.447	0.411	1.000			
미분양	-0.801	-0.849	-0.566	1.000		
금리	-0.139	-0.444	-0.203	0.527	1.000	
주가	0.739	0.652	0.076	-0.616	-0.081	1.000

2. 단위근 검정

다변량 시계열 분석을 위해서는 개별 시계열 자료들이 시간의 흐름에 따라 평균과 분산이 일정하다는 정상성(stationarity)을 가져야 한다. 정상성이란 시계열 자료가 단기적 충격에 의해 균형으로부터 이탈하더라도 장기적으로는 다시 균형으로 회복하려는 경향을 의미한다.¹³⁾ 정상성 확인을 위해서는 단위근 검정을 수행하며, 본 연구에서는 ADF(Augmented Dickey Fuller) 단위근 검정을 사용하였다.

13) 김세완·박기정, "VAR모형을 이용한 부동산가격 결정요인의 상대적 효과에 관한 연구", 「한국경제학보」 제13권제2호, 연세대학교 경제연구소, 2006, pp.185

<표 4> 원데이터의 단위근 검정결과

변수명	통계량	임계치		
		1%	5%	10%
LSALE	-1.545	-4.028	-3.445	-3.145
LRENT	-1.129	-4.028	-3.445	-3.145
LSTART	-1.599	-3.498	-2.888	-2.578
LUNSOLD	-1.595	-3.498	-2.888	-2.578
RATE	-2.641	-3.498	-2.888	-2.578
LKOSPI	-1.787	-3.498	-2.888	-2.578

원데이터에 대한 단위근 검정결과를 <표 4>에서 살펴보면, 1% 유의수준에서 금리를 제외하고 모두 단위근이 있다는 귀무가설이 기각하지 못하였다. 단위근이 존재하는 비정상적 시계열에 대한 차분은 시계열을 안정화한다. 모든 변수에 대해서 1차 차분을 실시한 후 단위근 검정을 실시한 결과 <표 5>에서 보는 바와 같이 모두 정상성을 갖는 것으로 확인되었다.

<표 5> 1차차분 시계열의 단위근 검정결과

변수명	통계량	임계치		
		1%	5%	10%
dLSALE	-2.589	-2.595	-1.950	-1.613
dLRENT	-2.804	-2.595	-1.950	-1.613
dLSTART	-6.560	-2.595	-1.950	-1.613
dLUNSOLD	-2.991	-2.595	-1.950	-1.613
dRATE	-2.205	-2.595	-1.950	-1.613
dLKOSPI	-3.263	-2.595	-1.950	-1.613

3. 그랜저 인과관계 검정

다변량 시계열 분석에 포함할 변수선정과 변수들의 배치 순서를 정하기 위해 그랜저 인과관계 검정을 수행한다. 그랜저 인과관계를 정의하면, X가 Y를 그랜저 인과 한다는 것은 X의 과거치가 Y의 과거치와 함께 Y를 예측하는 데 도움이 된다는 의미이다. 그랜저 인과관계 검정의 귀무가설은 X가 Y를 그랜저 인과 하지 못하는 것이며, 검정 통계량은 F검정 또는 카이제곱 검정을 이용한다.¹⁴⁾

그랜저 인과관계 검정은 변수 간 인과관계의 방향성

뿐만 아니라 변수별 외생성 정도를 파악하여 변수들의 배치 순서를 정하는 데 활용된다. VAR 또는 VECM에서 변수 간의 동학적인 관계분석은 충격반응함수와 분산 분해분석을 통해 이뤄지는데, 이는 서로 상관되지 않는 직교화된(orthogonalized) 오차들에 대한 변수 간 관계를 분석한다. 직교화된 오차들을 구하기 위해서는 잔차들의 분산·공분산 행렬을 구한 후 이를 콜레스키분해(Cholesky decomposition)이라는 방식으로 하삼각행렬(lower triangular matrix)의 곱으로 분해한다. 이때 변수배치 순서에 따라 행렬구조가 달라지고 충격 반응 및 분산분해분석 결과도 달라진다.

콜레스키분해를 이용하는 충격반응함수는 내생변수의 순서에 따라 상이한 결과를 보인다는 한계가 있으며, 이에 따라 외생성의 정도에 따라 변수의 순서를 정하는 것이 중요하다.¹⁵⁾ 분산·공분산 행렬에서 제일 처음에 배치되는 변수에 충격이 가해지면 다른 모든 변수에 영향을 주지만, 두 번째 배치되는 변수에 충격이 가해지면 첫 번째 변수에는 영향을 주지 못하고 세 번째 이후로 배치되는 변수에만 충격을 주게 된다.

<표 6> 그랜저 인과관계 검정결과

①	② G cause ①		① G cause ②		②
	F통계량	p-value	F통계량	p-value	
LSALE	10.995	0.027	4.857	0.302	LRENT
LSALE	16.838	0.002	0.872	0.928	RATE
LSALE	15.401	0.004	28.517	0.000	LKOSPI
LSALE	9.971	0.041	8.251	0.083	LSTART
LSALE	8.279	0.082	12.464	0.014	LUNSOLD
LRENT	27.324	0.000	4.155	0.385	RATE
LRENT	3.894	0.421	8.013	0.091	LKOSPI
LRENT	8.673	0.070	4.258	0.372	LSTART
LRENT	3.274	0.513	7.695	0.103	LUNSOLD
RATE	13.842	0.008	3.024	0.554	LKOSPI
RATE	6.624	0.157	7.851	0.097	LSTART
RATE	4.437	0.350	11.051	0.026	LUNSOLD
LKOSPI	7.776	0.100	14.205	0.007	LSTART
LKOSPI	32.498	0.000	5.330	0.255	LUNSOLD
LSTART	8.409	0.078	8.833	0.065	LUNSOLD

*② G cause ①"는 ②가 ①을 그랜저 인과한다는 의미임

14) 민인식·최필선, 「STATA 시계열 데이터분석 2판」, 2022, p.202

15) 송유철·원용걸, "동아시아 국가들의 실질환율, 순수출 및 경제성장간의 상호관계 비교연구", 「비교경제연구」 제18권제2호, 한국비교경제학 2011, pp.18-19

그랜저 인과관계 검정결과 <표 6>에서 보는 바와 같이 6개 변수 간의 상호 인과관계가 확인되었다. 이를 통해 각 변수의 외생성 크기를 판단해 보면 LSALE(매매가)은 LUNSOLD(미분양)를 제외한 모든 변수가 그랜저 인과하는 것으로 나타나 외생성이 가장 작은 것으로 나타났다. 반면 LRENT(전세가), RATE(금리), LSTART(착공)은 외생성이 큰 것으로 확인되었다.

본 연구에서 금리가 경제의 체계적 변화(systematic change)에 따라 변동되는 점을 고려해 외생성이 가장 크다고 보았으며, 다음으로 착공, 전세가 순으로 판단하였다. 위 그랜저 인과관계 검정결과를 종합하여 외생성 크기에 따른 최종적인 변수는 RATE, LSTART, LRENT, LUNSOLD, LKOSPI, LSALE 순으로 배치하였다.

4. 공적분 검정

1) 적정 시차 결정

인과관계 검정결과를 반영해 변수 간 배치 순서를 결정하고 VAR 또는 VECM을 구축하기 위한 적정 시차(lag order)를 결정한다. 본 연구에서는 최대 10시차를 두고 AIC, SIC, HQIC통계량을 구했으며 결과는 <표 7>에 요약되어 있다.

<표 7> 적정시차 선정결과

검정법	시 차					
	1	2	3	4	8	10
AIC	-31.67	-33.87	-34.20	-34.08	-34.24	-35.05*
HQIC	-31.30	-33.19	-33.20*	-32.77	-31.67	-31.85
SIC	-30.76	-32.19*	-31.75	-30.85	-28.61	-27.17

적정 시차 결정은 선험적 또는 이론적 판단을 사용하기 어려우며 일반적으로 다양한 차수에 대한 모형을 VAR로 추정 후 AIC 또는 SIC 통계량이 최소값에 해당하는 시차를 적정시차로 판단한다. 그런데 AIC와 SIC 결과가 달라 판단이 어려울 때 HQIC에 근거해 차수를 결정할 수 있으며, AIC 기준을 따르면 시차가 과도하게 커지는 경향이 있다.¹⁶⁾ 본 연구에서는 HQIC 기준에 따라 3차수로 결정하기로 한다.

2) 공적분 검정

적정시차를 3차로 결정한 후 공적분 검정을 실시하였다. 검정방법은 요한슨의 공적분 검정(Johansen cointegration test)을 사용하였고 공적분 여부를 확인한 결과 3개 공적분이 확인되었고, 결과는 아래 <표 8>에서 제시하였다.

<표 8> 공적분 검정결과

rank	LL	Eigen value	Trace Statistic	5% critical value
0	2482.124	.	127.7879	94.15
1	2505.012	0.2756	82.0121	68.52
2	2521.087	0.2026	49.8626	47.21
3	2534.203	0.1687	23.6306*	29.68
4	2540.797	0.0887	10.4431	15.41

5. 모형 추정

적정 시차를 3기, 공적분 개수를 3개로 하여 VECM 모형을 추정하였고 장기적 관계를 나타내는 오차수정항은 <표 8>에서와 같이 3개 도출하였다.

오차수정항 CE1은 금리, 미분양, 주가, 매매가 간에 장기적인 균형 관계를 나타낸다. 금리는 미분양과 주가와는 양(+)의 관계를, 매매가와는 음(-)의 관계를 보이나 주가의 추정계수의 p-value는 0.367로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 금리변화에 대한 미분양의 장기탄력성은 2.27 (=1÷0.44)로 나타났다. 즉 금리가 1% 상승하면 미분양은 2.27%가 증가함을 의미한다. CE2, CE3도 각각 포함하는 변수 간의 장기적인 균형 관계를 보여주고 있다.

<표 9> 오차수정항

구분	방정식		
CE	RATE-0.44LUNSOLD-20.5LKOSPI+17.8LSALE	(0.000)	(0.367) (0.014)
CE	LSTART+0.26LUNSOLD+1.09LKOSPI-0.16LSALE	(0.000)	(0.014) (0.830)
CE	LRENT-0.02LUNSOLD+0.50LKOSPI-0.91LSALE	(0.288)	(0.001) (0.000)

* 방정식 내 변수 중 추정계수가 10^{-10} 미만인 변수는 제외하였으며, 변수 아래의 괄호 안 수치는 추정계수의 p-value를 의미

다음으로 모형추정결과에서 오차수정항을 포함한 변수들의 계수(coefficient)는 <표 10>에 정리하였다. 여기서 변수 앞의 D는 당월 차분을 의미하며 D1은 1월 전 차분, D2는 2월 전 차분을 의미한다.

먼저 오차수정항(CE1~CE3)의 추정계수를 살펴보면, 착공(DLSTART)에서 계수의 크기가 매매가(DLSALE)와 전세가(DLRENT)에 비해서 상대적으로 컸다. 이는 장기균형에서 이탈 시 착공에서 조정이 매매가와 전세가에 비해 빠르게 이뤄짐을 의미한다.

단기변동요인의 추정계수를 살펴보면 우선 매매가 변동(DLSALE)에서는 1월·2월 전의 매매가 변동의 계수가 각각 0.724, -0.192, 1월·2월 전의 전세가 변동의 계수가 각각 0.249, -0.190으로 나타났다. 2월 전의 금리변동 계수는 유의하나 -0.002에 불과해 매매가, 전세가 변동보다 영향력이 미미했다.

전세가 변동(DLRENT)에서는 1월·2월 전의 전세가 변동의 계수가 각각 1.207, -0.489로 나타났으며 매매가와 금리의 변동에 따른 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다.

착공 변동(DLSTART)에서는 1월·2월 전의 매매가 변동과 착공변동, 2월 전의 금리변동이 유의한 것으로 나타났다. 다만 결정계수(R^2)는 0.22에 불과해 모형의 설명력은 한계가 있는 것으로 보인다.

<표 10> VECM 추정계수

구분	DLSALE	DLRENT	DLSTART
CE1	-0.001**	-0.001***	0.003
CE2	-0.002*	-0.003*	-0.147***
CE3	0.005	-0.016*	-0.152
D1LSALE	0.724***	0.086	7.772**
D2LSALE	-0.192*	-0.046	-5.973*
D1LRENT	0.249**	1.207***	-4.633
D2LRENT	-0.190**	-0.489***	3.820
D1LSTART	0.000	0.004*	0.172*
D2LSTART	0.002	0.003	0.149*
D1LUNSOLD	0.000	0.002	-0.065
D2LUNSOLD	-0.002	-0.001	-0.047
D1RATE	0.000	0.001	-0.024
D2RATE	-0.002***	-0.001	0.065**
D1LKOSPI	-0.008	-0.007	-0.267
D2LKOSPI	-0.004	-0.006	0.300
상수항	0.001***	0.001***	-0.001
adj- R^2	0.8308	0.9229	0.2883

※주 : * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

한편, 잔차의 자기 상관 여부 유무에 대해 LM 검정을 수행한 결과 <표 11>과 같이 자기 상관이 없는 것으로 나타났고, 잔차의 정규분포에 대한 Jarque-Berr 검정은 <표 12>에서 보는 것처럼 LKOSPI를 제외하고는 잔차가 정규분포한다는 귀무가설이 기각되었다.

<표 11> 잔차 자기상관 검정결과

lag	chi2	df	Prob>chi2
1	42.6766	36	0.2060
2	37.6942	36	0.3917

<표 12> 잔차 정규성 검정결과

Equation	chi2	Prob>chi2
D_LSALE	35.656	0.0000
D_LRENT	51.994	0.0000
D_RATE	70.239	0.0000
D_LKOSPI	2.643	0.2668
D_LSTART	18.942	0.0001
D_LUNSOLD	1.1e+04	0.0000

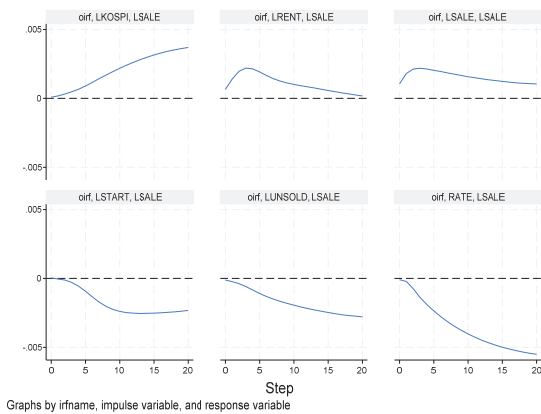
6. 충격반응분석 및 분산분해분석

1) 충격반응분석

충격반응분석(Impulse Response Analysis)이란 어떤 변수에 충격이 가해질 때 다른 변수에 시차를 두고 주는 영향을 충격반응함수를 설정하여 추정한다. 변수 각각에 대하여 1단위 표준편차 충격을 줄 때 매매가, 전세가, 착공이 받는 영향을 차례로 분석하였다.

먼저 매매가의 반응분석결과는 <그림 4>와 같다.¹⁷⁾ 주가는 양(+)의 영향이 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 전세가와 매매가는 양(+)의 영향이 3개월까지 증가하였다가 감소하는 추세를 보인다. 착공은 음(-)의 영향이 13개월까지 커지다가 안정화된다. 미분양과 금리는 음(-)의 영향이 지속적으로 증가하는 것으로 있는 것으로 나타났다.

<그림 4> 매매가 반응분석

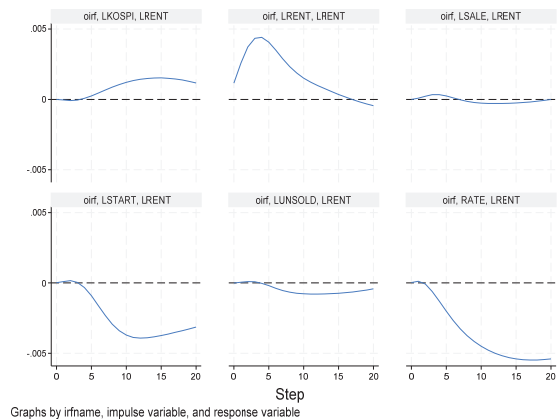


다음으로 전세가의 반응분석결과는 <그림 5>와 같다. 주가는 12기까지 양(+)의 방향으로 영향이 증가하다 이후 감소한다. 전세가 자체의 양(+)의 방향으로 영향이 가장 크며 4개월 후까지 증가한 후 감소한다.

매매가는 전반적으로 미미한 영향을 준다. 착공은 4개월 후부터 나타나는 음(-)의 영향이 매매가에 주는 영향보다 그 절댓값이 컸으며, 그 크기는 12개월까지 증가하다가 이후 감소하는 모습을 보인다.

매매가에 초기부터 음(-)의 방향으로 영향을 줬던 미분양은 전세가에 대해서는 미미한 영향을 보인다. 금리는 초기부터 음(-)의 방향으로 영향을 주며 그 크기는 계속 증가하다 13개월 후에는 안정된다.

<그림 5> 전세가 반응분석

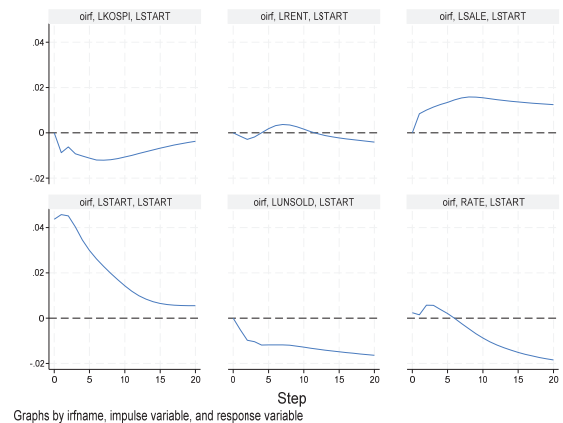


마지막으로 착공의 반응분석결과는 <그림 6>과 같다. 주가는 음(-)의 영향이 6개월까지 증가하다 이후 소멸하는 모습을 보인다. 전세가는 미미한 영향을 주며, 매매가는 양(+)의 방향으로 8개월 후까지 증가 후 안정화된다. 이를 통해 매매가 상승할 경우 착공에 시차를 두고 영향을 줄을 확인할 수 있다.

착공은 1개월 후 즉각적으로 양(+)의 방향으로 가장 큰 영향을 준 후 지속적으로 감소하여 12개월 후에는 영향력이 미미해진다.

미분양은 1개월 후부터 음(-)의 영향이 나타나기 시작해 지속적으로 영향력의 크기가 증가한다. 금리는 초기에는 양(+)의 방향으로 영향을 주다가 6개월 후부터 음(-)의 영향을 주기 시작하며 그 크기는 증가한다.

<그림 6> 착공 반응분석



2) 분산분해분석

앞서 살펴본 충격반응분석이 구조적 충격에 대해 내생 변수들의 반응을 시차적으로 나타낸 것이라면, 분산분해 분석(Forecast Error Variance Decomposition)은 구조적 충격 요인들이 내생변수의 변동에 미치는 상대적 기여도를 나타낸다. 예측 기간별로 내생변수의 예측 오차 분산을 구한 후, 이 분산에서 각 구조적 충격이 차지하는 비중을 백분율로 계산하여 상대적 기여도를 계산한다.¹⁸⁾

17) 좌측 상단부터 우측 하단까지 6개 그래프는 주가(LKOSPI), 전세가(LRENT), 매매가(LSALE), 착공(LSTART), 미분양(LUNSOLD), 금리(RATE)의 순으로 매매가에 대한 시차별 영향이며 전세가와 착공에 관한 그림5, 그림6의 각 그래프의 변수도 같은 순서임

<표 13> 매매가 분산분해결과

시차	금리	착공	전세가	주가	미분양	매매가
0	0	0	0	0	0	0
1	0.004	0.001	0.266	0.005	0.008	0.716
2	0.008	0.000	0.344	0.006	0.009	0.633
3	0.038	0.001	0.388	0.009	0.013	0.552
4	0.088	0.003	0.393	0.013	0.019	0.483
5	0.144	0.010	0.370	0.019	0.030	0.428
6	0.199	0.022	0.330	0.027	0.042	0.380
7	0.248	0.039	0.285	0.038	0.053	0.336
8	0.291	0.060	0.241	0.050	0.064	0.295
9	0.325	0.080	0.204	0.062	0.072	0.258
10	0.352	0.096	0.172	0.074	0.079	0.226
11	0.375	0.109	0.147	0.086	0.085	0.198
12	0.393	0.118	0.127	0.097	0.089	0.176
13	0.408	0.124	0.110	0.108	0.093	0.157
14	0.420	0.127	0.096	0.118	0.097	0.141
15	0.431	0.129	0.085	0.128	0.100	0.127
16	0.440	0.129	0.076	0.137	0.103	0.115
17	0.448	0.128	0.068	0.145	0.106	0.105
18	0.455	0.126	0.061	0.153	0.108	0.097
19	0.461	0.124	0.055	0.160	0.110	0.090
20	0.466	0.122	0.050	0.166	0.112	0.083

먼저 매매가의 분산분해분석 결과를 <표 13>을 통해 살펴보면 1개월 차에 매매가가 71.6%, 전세가가 26.6%로 높은 비중을 차지하나 점점 감소한다. 5개월 후부터 금리의 비중이 증가하기 시작해 20개월 후에는 46.6%를 차지하는 것으로 나타났다.

주가 비중은 초기에는 미미하나 지속적으로 증가해 13개월 후부터 10% 이상을 차지한다. 착공은 초기에 영향력이 미미하나 11개월 후에는 10%를 넘어서 20개월 후에는 12% 이상의 설명력을 갖는다.

다음으로 전세가의 분산분해분석 결과를 <표 14>를 통해 살펴보면 6개월까지는 전세가가 90% 이상의 비중을 차지할 정도로 전세가 자체의 영향력이 높다. 그러나 9개월 이후부터 금리와 착공의 영향력이 크게 증가하여 20개월 후에는 각각 51.5%, 26.0%의 비중을 차지하게 되고 전세가의 비중은 17.7%로 줄어든다. 한편 매매가의 영향은 전체기간 내내 매우 미미한 수준이며, 주가 비중도 3%대에 불과하다.

<표 14> 전세가 분산분해결과

시차	금리	착공	전세가	주가	미분양	매매가
0	0	0	0	0	0	0
1	0.001	0.000	0.999	0.000	0.000	0.000
2	0.002	0.001	0.995	0.000	0.000	0.001
3	0.001	0.002	0.994	0.000	0.001	0.003
4	0.010	0.001	0.985	0.000	0.000	0.004
5	0.033	0.002	0.960	0.000	0.000	0.005
6	0.072	0.012	0.911	0.001	0.001	0.004
7	0.124	0.033	0.835	0.003	0.002	0.003
8	0.180	0.068	0.740	0.006	0.004	0.003
9	0.235	0.109	0.639	0.009	0.006	0.002
10	0.283	0.149	0.545	0.013	0.007	0.002
11	0.323	0.183	0.466	0.017	0.009	0.002
12	0.357	0.210	0.400	0.021	0.010	0.002
13	0.386	0.229	0.348	0.025	0.010	0.002
14	0.411	0.242	0.307	0.028	0.011	0.002
15	0.433	0.251	0.273	0.030	0.011	0.002
16	0.453	0.256	0.246	0.032	0.011	0.002
17	0.471	0.259	0.223	0.034	0.011	0.002
18	0.487	0.260	0.205	0.035	0.011	0.002
19	0.502	0.260	0.190	0.036	0.010	0.002
20	0.515	0.260	0.177	0.036	0.010	0.002

매매가와 전세가의 분산분해결과를 보면 공통적으로 금리가 장기적으로 미치는 영향력이 50% 정도로 높았다. 차이점을 분석하면 전세가는 매매가에 대한 영향을 주지만 매매가가 전세가에 주는 영향은 미미하다는 점이다. 또한 착공은 장기적으로 매매가에 12%, 전세가에 27%의 설명력을 나타내는 바, 매매가보다 전세가에 더 큰 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 주가는 매매가에는 약 16%의 설명력을 나타냈으나 전세가에는 3%의 미미한 설명력을 나타냈다.

마지막으로 착공(LSTART)의 분산분해분석 결과를 <표 15>를 통해 살펴보면 착공 자체의 영향력이 10기가 지나도 75%에 달한다. 이는 착공이 다른 변수가 아닌 자기 자신의 변동 때문에 강하게 설명됨을 나타낸다. 매매가와 미분양은 초기에는 영향력이 미미하나 매매가는 10개월 이후부터, 미분양은 15개월 이후부터 영향력이 10% 이상으로 증가한다. 이는 매매가와 미분양이 약 1년의 시차를 두고 착공에 영향력이 커지

게 됨을 나타낸다.

매매가와 달리 전세가는 착공에 전혀 영향을 주지 못하였다. 아울러 매매가와 전세가에 50% 정도의 큰 영향을 주었던 금리는 착공에는 상대적으로 작은 영향을 주었다. 다만 시간이 지나면서 영향의 비중이 지속적으로 커지는 모습을 나타냈다. 한편 주가는 매매가에 대해서는 10% 이상의 영향력을 가졌으나 착공에 대해서는 7% 정도에 불과하였다.

<표 15> 착공 분산분해결과

시차	금리	착공	전세가	주가	미분양	매매가
0	0	0	0	0	0	0
1	0.003	0.997	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.002	0.956	0.001	0.018	0.006	0.017
3	0.006	0.929	0.002	0.018	0.019	0.027
4	0.009	0.904	0.002	0.023	0.027	0.036
5	0.009	0.878	0.001	0.030	0.036	0.046
6	0.008	0.853	0.002	0.037	0.044	0.056
7	0.007	0.826	0.002	0.045	0.051	0.068
8	0.007	0.800	0.003	0.052	0.057	0.080
9	0.008	0.775	0.004	0.058	0.063	0.092
10	0.011	0.750	0.004	0.063	0.070	0.103
11	0.015	0.725	0.004	0.067	0.076	0.112
12	0.021	0.702	0.004	0.070	0.083	0.121
13	0.028	0.679	0.004	0.072	0.090	0.128
14	0.036	0.656	0.004	0.073	0.098	0.134
15	0.045	0.634	0.004	0.073	0.105	0.139
16	0.055	0.613	0.004	0.073	0.112	0.143
17	0.065	0.593	0.004	0.072	0.119	0.147
18	0.076	0.574	0.004	0.071	0.126	0.150
19	0.087	0.555	0.005	0.069	0.133	0.152
20	0.098	0.537	0.005	0.067	0.140	0.154

V. 결론

본 연구는 최근 경제구조의 변동과 건설경기 악화로 인해 줄어든 주택공급에 대한 우려가 커진 시점에서 서울의 아파트 시장을 대상으로 주택공급, 주택가격, 거시경제 변수 간 상호관계에 대해 시계열 분석을 실시했다. 이를 위해 2012년 12월부터 2023년 12월까지 총 12년 기간에서 시계열 데이터를 구축했고 VECM으

로 실증분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 매매가, 전세가, 금리, 주가, 착공, 미분양 간의 관계를 단위근 검정 및 공적분 검정을 통해서 살펴본 결과 5%의 유의수준 하에서 3개의 공적분이 존재하는 것으로 검정되어 이들 변수 간 장기적인 균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 매매가, 전세가, 착공 변동에 대해 유의성 있는 변수와 변수별 추정계수는 차이가 있었으며, 장기적인 균형 관계에서 이탈하였을 때 착공에서 조정속도가 매매가와 전세가보다 상대적으로 빠른 것으로 나타났다.

둘째, 전세가는 매매가에 영향을 주었으나 매매가는 전세가에 영향을 주지 못했으며, 미분양과 주가는 매매가에는 영향을 주었으나 전세가에는 영향을 주지 못하였다. 이는 전세가는 주거서비스 가치에 의해 결정되나 매매가는 주거서비스뿐 아니라 투자자산으로 성격을 갖기 때문에 부동산 경기와 금융시장의 영향을 받는다는 점을 반영한다. 전세가는 주택 실수요에 직접적으로 연관성이 높아 주거서비스의 가치가 변하지 않는 한 매매가 변화나 미분양의 변동은 전세가에 영향을 주지 않는다. 반면 전세보증금이 주택매매 시 레버리지로 활용되므로 전세가는 매매가에 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다. 금리는 매매가, 전세가 모두 음(-)의 영향력을 지속적으로 주는 것으로 나타났다.

셋째, 착공은 자기 자신의 변동에 의해 가장 큰 영향을 받으며 시차를 두고 미분양과 매매가에 의해서도 일정한 영향을 받지만, 금리의 영향은 상대적으로 적은 것으로 분석되었다. 한편 착공은 매매가, 전세가에 시차를 두고 영향을 주는데 전세가에 더 큰 영향력을 미치는 것으로 나타났다.

이를 종합할 때 경기침체와 부동산 경기 악화 시 미분양과 주택가격하락이 지속되면 추가적인 착공감소를 야기할 수 있고 이는 매매가보다 전세가에 더 큰 영향을 줄 수 있다. 아울러 정책 측면에서 볼 때, 공급 변수에 영향을 주기 위해서는 금리와 같은 금융정책을 활용하는 것보다 직접적으로 공급을 자극하는 정책이 유효하다고 할 수 있다. 한편, 충격반응분석 및 분산분해분석결과 매매가와 전세가의 금리에 대한 영향력이 지속적으로 증가한다는 점에서 금리정책은 가격변수에 유의한 영향을 줄을 확인하였다.

본 연구는 주택공급을 중심으로, 주택가격과 거시경제변수를 종합적으로 고려해 주택시장의 동태적 관계를 체계적으로 고찰하였다는 데 의의가 있다. 다만

부동산은 지역적으로 고유한 특성이 존재함에도 불구하고, 본 연구에서는 서울 이외의 대전, 대구, 부산 등 다른 지역과 비교분석을 하지 못했다는 한계가 있다. 또한, 2020년 코로나 이후 환경변화에 따른 경제구조의 변동이 있었음에도 코로나 이전과 이후 시기를 구분하여 분석하지 못한 점도 한계로 남는다. 향후 지역별, 시기별 차이를 고려한 후속 연구가 진행되어 본 연구의 한계점이 보완되기를 기대한다.

논문접수일 : 2024년 6월 30일

논문심사일 : 2024년 9월 19일

게재확정일 : 2024년 9월 30일

참고문헌

- 권주안 · 김윤중 · 김경환 · 이한식, 「주택경기 예측모형 연구 II」, 주택산업연구원, 2006
- 김경환 · 손재영, 「부동산 경제학」, 2020
- 김경환 · 이한식, 「주택경기 예측모형 연구 I」, 주택산업연구원, 2004
- 김동환, “VECM모형을 이용한 주택시장과 거시경제변수 관계분석”, 「대한부동산학회지」 제33권 제2호, 대한부동산학회, 2015, pp. 179-203
- 김리영 · 서원석, “벡터오차수정모형을 이용한 하위시장별 주택미분양 영향요인 분석: 경기도와 경상남도의 분양 및 재고시장을 중심으로”, 「감정평가학 논집」 19권 1호, 한국감정평가학회, 2020, pp. 75-100
- 김병준 · 유한수, “한국 주택시장과 주식시장간의 상호 영향력 검정 - 다변량 일반화자기회귀조건부이분산(GARCH) 바바-앵글-크라프트-크로너(BEKK) 모형을 이용하여”, 「부동산학보」 63권, 한국부동산학회, 2015, pp. 63-310
- 김세완 · 박기정, “VAR모형을 이용한 부동산가격 결정요인의 상대적 효과에 관한 연구”, 「한국경제학보」 제13권제2호, 연세대학교 경제연구소, 2006, p.185
- 김용순, 권치흥, 이경애, 이현림, “2008년 금융위기 이후 부동산가격 결정요인 변화 분석.”, 「LHI 저널」 제5호, LH토지주택연구원, 2011, pp. 367-377
- 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석”, 「경제학연구」 60권 3호, 한국경제학회, 2012, pp. 127-153
- 김지혜 · 이길제 · 전성제 · 이수옥 · 최진도, “주택공급 상황 분석과 안정적 주택공급전략”, 「국토정책Brief」 963호, 국토연구원, 2024, pp. 1-8
- 김호연, “거시경제변수가 부동산시장에 미치는 영향 : 서울시와 6대 광역시를 중심으로”, 건국대 부동산대학원 석사논문, 2018
- 류지수, “주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구. 「응용경제」 9권 1호, 한국응용경제학회, 2007, pp. 199-217
- 민인식 · 최필선, 「STATA 시계열 데이터분석 2판」, 2022
- 박진백, “주택매매시장과 전세시장의 시간가변적인 관계에 관한 연구”, 「국토연구」 제118권, 국토연구원, 2023, pp. 3-20
- 박헌수 · 안지아, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구”, 「부동산연구」 제19권 제1호, 한국부동산연구원, 2009, pp. 27-49
- 성주환, “벡터오차수정모형(VECM : Vector Error Correction Model)을 이용한 아파트매매가격 결정모형에 관한 연구 : 창원시 주택시장을 중심으로”, 「주택금융연구(2021)」 5권 1호, 한국주택금융공사, 2021, pp. 27-49
- 송유철 · 원용걸, “동아시아 국가들의 실질환율, 순수출 및 경제성장간의 상호관계 비교연구 : 시계열 및 패널자료 인과관계 분석”, 「비교경제연구」 제18권 제2호, 한국비교경제학회, 2011, pp. 18-19
- 송인호, “주택공급변동성과 준공후미분양 결정 요인 분석”, 「주택도시금융연구」 제5권 1호, 2020, pp. 83-95
- 유승동, “전환기의 주택공급: 주택착공을 중심으로”, 「주택연구」 제26권 3호, 한국주택학회, 2018, pp. 37-53
- 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석”, 「부동산학연구」 제16집 제4호, 한국부동산분석학회, 2010, pp. 21-32
- 이종원, 「계량경제학 (전정판)」, 2007
- 장영길 · 장성대 · 임미화, “가구수와 주택공급량의 변동이 주택가격에 미치는 영향”, 「부동산연구」 제31집 제1호, 한국부동산연구원, 2021, pp. 51-65
- 전해정, “베이지안 패널 VAR 모형을 이용한 거시경제변수가 지역 주택가격에 미치는 영향”, 「인문사회 21」 제10권 6호, 2019, 인문사회21, pp. 1349-1362
- 지규현 · 최성호 · 주현태 · 이창무, “수도권 주택건설 착공시기에 대한 생존분석”, 「주택연구」 제25권 제3호, 한국주택학회, 2017, pp. 117-132
- 차문중, “주택시장 분석과 정책과제 연구”, 「한국개발연구원」, 2004, pp. 85-148
- 최차순, “주택시장과 거시경제변수들 간의 장기적 균형관계 연구, 「대한부동산학회지」 제41권 제4호, 대한부동산학회, 2023, pp. 325-326
- 한동근, “광역시 주택가격 변화의 특징과 요인 분석”, 「국토연구」 제57권, 국토연구원, 2008, pp. 79-97.
- 허윤경, “주택 공급 지표의 문제점과 인허가 실적의 선행성 변화 분석”, 「CERIC건설이슈포커스」, 건설산업연구원, 2011, pp. 1-26
- 홍정호 · 문규현, “국내 부동산시장과 주요 거시경제지표들 간의 선-후행성 연구”, 「금융공학연구」 제8권 제2호, 한국금융공학회, 2009, pp. 97-125
- 황인철, “건축허가 및 착공 연면적이 주택가격에 미치는 영향-서울과 부산간의 비교”, 건국대 부동산학과 석사학위논문, 2014
- Litterman, R. B. and L. Weiss., “Money, Real Interest Rate and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data,” *Econometrica*, Vol. 53, 1985, pp. 129-156
- Engle, R.F. and W.J. Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55 No. 2, 1987, pp. 251-276

<국문요약>

VECM을 활용한 주택시장분석 : 주택공급을 중심으로

서 상 원 (Seo, Sang-Won)

이 상 군 (Lee, Sang-Gun)

본 연구는 서울의 아파트 시장을 대상으로 주택공급을 중심으로 시계열 분석을 실시하였다. 분석을 위하여 매매가, 전세가, 주택착공 호수, 미분양 호수, 금리, 주가를 활용하였으며 방법론은 벡터오차수정모형(VECM)을 활용하였다.

실증분석 결과를 요약하면 첫째, 변수 간에는 3개의 공적분이 존재하며 장기균형에서 이탈할 경우 착공에서 상대적으로 빠른 조정이 일어나는 것으로 나타났다. 둘째, 전세가는 매매가에 영향을 주었으나 매매가는 전세가에 유의한 영향을 주지 못하였으며 금리는 매매가와 전세가 모두에게 영향을 주었으나 미분양과 주가는 매매가에만 영향을 주었다. 셋째, 착공은 착공 자체의 변동에 의해 가장 큰 영향을 받으며 시차를 두고 미분양과 매매가의 영향을 받았으나 금리의 영향력은 미미했다. 착공은 매매가와 전세가에 모두 시차를 두고 영향을 미치나 전세가에 영향력이 더 큰 것으로 나타났다.

이를 통해 공급 변수에 관한 정책은 금융정책보다는 직접적으로 공급을 자극할 수 있는 정책이 효율적이고, 가격변수에 관한 정책은 금리정책의 유효성이 존재하는 것으로 확인되었다.

주 제 어 : 주택공급, 주택시장, 벡터오차수정모형, 공적분, 분산분해