



## 지역별 주택시장 조정 구조의 이질성 분석 - 서울·대구·광주 아파트 시장을 중심으로 -

### Heterogeneity in Housing Market Adjustment Structures across Regions - Evidence from Apartment Markets in Seoul, Daegu, and Gwangju -

한진희\* · 오해종\*\*

Jin Hee Han · Hae Jong Oh

#### Abstract

While existing studies mainly focus on the relationship between housing prices and macroeconomic variables, they pay little attention to how identical market variables generate different adjustment mechanisms across regional housing markets. This study examines regional differences in housing price adjustment patterns under recent structural changes such as rising interest rates and accumulated housing supply. Specifically, it compares the housing price adjustment structures of apartment markets in Seoul, Daegu, and Gwangju. Using monthly data from January 2007 to November 2025, the analysis draws on real apartment sale prices, unsold housing units, housing transaction volumes, and real mortgage interest rates. An autoregressive distributed lag bounds testing approach is employed to examine long-run cointegration relationships, and the Toda-Yamamoto Granger causality test is applied to identify short-run causal relationships. The results show no long-run cointegration relationship in Seoul, but a clear long-run relationship in Daegu. In Gwangju, the cointegration results are inconclusive. Short-run causality analysis indicates that transaction volume Granger causes housing prices in all three regions, whereas unsold housing does not significantly explain short-run price movements. Meanwhile, the influence of interest rates differs by region, with significant effects observed only in Daegu. Overall, the findings suggest that housing prices in Seoul and Gwangju are closely associated with short-term demand shocks reflected in transaction activities, whereas those in Daegu exhibit a more complex adjustment pattern involving both long-run equilibrium relationships and short-run dynamics. These results highlight the importance of considering regional market structures in housing policy design.

**Keywords:** Apartment prices, Housing transaction volume, Short-run dynamics, Cointegration, Granger causality

\* 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정(주저자) | Ph.D. Student, Department of Real Estate Studies, Graduate School, Sogang University | First Author | [sckipio@naver.com](mailto:sckipio@naver.com) |

\*\* 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정(교신저자) | Ph.D. Student, Department of Real Estate Studies, Graduate School, Sogang University | Corresponding Author | [ohj6100@gmail.com](mailto:ohj6100@gmail.com) |

## 1. 서론

### 1. 연구의 배경과 목적

최근 국내 주택시장은 금리 상승과 경기 둔화의 영향 속에서 지역별로 서로 다른 조정 양상을 보이고 있다. 일부 지역에서는 거래 감소가 가격 조정으로 이어지는 반면, 다른 지역에서는 공급 확대와 미분양 누적이 시장 위축의 주요 지표로 나타나는 등 지역별 시장 구조의 차이가 관찰되고 있다. 이러한 현상은 주택시장이 단일한 구조를 가진 시장이 아니라 지역별 수요 구조, 공급 여건, 시장 참여자의 기대 등에 따라 서로 다른 조정 메커니즘을 가지는 시장임을 시사한다.

기존 연구들은 주택가격 변동을 설명하기 위해 금리, 거래량, 거시경제 변수, 공급 지표 등을 중심으로 분석해 왔다. 그러나 상당수 연구는 전국 단위 분석에 집중하거나 특정 지역을 대상으로 한 분석에 머무르는 경향이 있어, 동일한 변수들이 지역별 주택시장 구조 속에서 어떠한 방식으로 작동하는지에 대한 비교 분석은 상대적으로 충분히 축적되지 못하였다. 특히 거래량, 미분양, 금리와 같은 주요 시장 변수들이 지역별 주택시장 구조 속에서 가격 조정 과정에 어떠한 경로로 작용하는지에 대한 체계적인 비교 연구는 제한적인 상황이다.

또한 주택시장 분석에서 미분양 주택은 일반적으로 공급 확대와 수요 위축이 누적된 결과로 나타나는 지표로 이해되어 왔다. 그러나 미분양의 누적은 시장 참여자들에게 공급 과잉 또는 수요 둔화에 대한 정보를 전달함으로써 시장 기대와 거래 활동에 영향을 미칠 가능성도 존재한다. 특히

공급 확대가 집중된 지역에서는 미분양이 시장 조정 과정에서 중요한 불균형 지표로 작용할 수 있으며, 이러한 영향은 지역별 시장 구조에 따라 서로 다른 방식으로 나타날 수 있다.

본 연구는 이러한 문제의식에 기반하여 서울, 대구, 광주를 대상으로 주택가격, 거래량, 미분양 주택, 주택담보대출금리 간의 동태적 관계를 분석하고, 동일한 시장 변수들이 지역별 주택시장 구조 속에서 어떠한 가격 조정 메커니즘을 형성하는지를 실증적으로 검토하고자 한다. 특히 수도권 대표 시장인 서울과 비수도권 광역시인 대구·광주를 비교 대상으로 설정하여 지역별 수요 기반, 공급 구조, 시장 환경의 차이가 가격 조정 과정에 어떠한 차이를 만들어내는지를 분석한다.

본 연구의 목적은 다음과 같다.

첫째, 서울, 대구, 광주 주택시장이 동일한 장기 균형 구조를 공유하는지 여부를 분석한다.

둘째, 거래량, 미분양 주택, 주택담보대출금리 등 주요 시장 변수들이 지역별로 주택가격 조정 과정에서 어떠한 역할을 하는지를 비교·분석한다.

셋째, 동일한 시장 변수라도 지역별 주택시장 구조에 따라 가격 조정 메커니즘이 어떻게 다르게 나타나는지를 규명한다.

이를 통해 본 연구는 주택시장을 전국 단일 시장으로 접근하는 분석에서 벗어나 지역별 시장 구조의 차이를 고려한 주택시장 분석의 필요성을 제시하고자 한다. 또한 거래 활동, 공급 재고, 금융 여건과 같은 주요 변수들이 지역별 주택시장 구조 속에서 서로 다른 방식으로 작동할 수 있음을 실증적으로 제시함으로써 향후 지역 주택시장 분석과 정책 설계에 기초적인 실증 근거를 제공하는

데 연구의 의의를 둔다.

## 2. 연구의 범위와 방법

본 연구의 시간적 범위는 2007년 1월부터 2025년 11월까지이며, 해당 기간 동안 서울·대구·광주 아파트 매매시장을 대상으로 실질 매매가격지수(sales price, SP), 미분양(unsold units, US), 거래량(sales volume, SV), 실질 주택담보대출금리(mortgage interest rate, MIR) 간의 장·단기적 관계 및 인과적 상호작용을 분석하였다.

연구 대상 지역은 각기 다른 시장 구조를 대표하는 사례로 선정하였다. 서울은 인구와 자본이 집중된 수도권 수요 중심 구조를 보이며, 대구는 최근 수년간 공급 누적과 미분양 증가를 경험한 공급 부담 구조를 나타낸다. 광주는 구조적 공급 과잉이 지속된 시장은 아니지만, 거래 활성도와 금융 여건 변화에 비교적 민감하게 반응하는 혼합형 구조를 보인다.

세 지역은 각각 상이한 수요 기반과 공급 구조를 대표하는 사례로, 지역별 조정 경로의 차이를 비교하기에 적합한 대비적 사례로 선정되었다.

본 연구는 이러한 대비적 특성을 고려하여 동일한 분석틀 하에서 세 지역을 비교함으로써, 지역별 주택시장 조정 구조의 차이를 규명하고자 한다.

분석 방법으로는 먼저 단위근 검정(unit root test)을 통해 각 변수의 시계열 특성을 점검하였다. 이후 I(0)와 I(1) 과정이 혼재된 자료에도 적용 가능한 ARDL(autoregressive distributed lag) 모형을 활용하여 변수 간 장기 균형 관계의 존재 여부를 검토하였다. ARDL 경계검정(bounds test)

을 통해 공적분 관계를 확인하고, 장기 균형이 성립하는 경우 오차수정모형(error correction model, ECM)을 통해 단기 조정 속도와 방향을 추정하였다. 또한 장기 관계가 불확실하거나 공적분이 확인되지 않는 경우를 포함하여, Toda and Yamamoto(1995)의 수정된 그레인저 인과관계 검정(Granger causality test)을 적용함으로써 변수 간 선·후행 관계와 동태적 상호작용 구조를 추가적으로 분석하였다.

연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에서는 연구의 배경과 목적을 제시하고, 지역별 주택시장 조정 구조의 차이에 대한 연구 필요성과 연구 질문을 제시하였다. 제 II 장에서는 공급 측 요인(미분양), 수요·심리 요인(거래량), 금융 요인(금리)과 주택가격 간의 관계를 설명하는 이론적 논의를 정리하고, 국내외 주요 선행연구를 검토하였다. 제 III 장에서는 자료의 구성과 기초 통계적 특성을 제시하고, 단위근 검정, ARDL 모형, 경계검정, 오차수정모형, 그리고 Toda-Yamamoto 인과관계 검정의 적용 절차를 설명하였다.

제 IV 장에서는 서울·대구·광주 각 지역에 대해 장기 균형 관계의 성립 여부를 검토하고, 오차수정 추정을 통해 가격 조정 과정의 속도와 방향을 비교하였다. 이어서 인과관계 검정을 통해 공급 충격, 거래 활동, 금융 조건 가운데 어떤 요인이 가격 변동을 선행하는지를 지역별로 분석하였다. 이를 통해 동일 변수라 하더라도 지역에 따라 상이한 반응 구조가 나타날 수 있음을 실증적으로 확인하였다.

마지막으로 제 V 장에서는 분석 결과를 종합하여 지역별 주택시장 조정 구조의 의미를 정리하

고, 전국 단일 해석의 한계를 보완하는 관점에서 정책적 시사점을 논의하였다. 이를 통해 본 연구는 지역별 아파트 시장의 장·단기 조정 메커니즘을 비교 분석한 실증적 사례를 제시하고자 한다.

## II. 이론 및 선행연구 검토

### 1. 이론적 근거

주택시장은 정보가 완전하게 공유되지 않고 거래 과정에 상당한 탐색 비용과 거래 비용이 수반되는 특성을 지닌다. 이러한 시장 구조에서는 가격이 기초적인 경제 여건에 즉각적으로 수렴하기보다는 시장 참여자들의 기대 형성과 심리 변화에 영향을 받으며 단기적으로 변동성이 확대되는 경향이 나타난다. 행동경제학적 주택시장 모형은 이러한 특성을 바탕으로 주택가격의 단기 변동이 합리적 기대에 기반한 균형 조정이라기보다는 가격 상승 기대, 투자 심리, 그리고 사회적 확산 효과에 의해 증폭되는 가격 관성(price momentum)에 의해 설명될 수 있음을 강조한다(Case and Shiller, 1989, 2003). Case and Shiller(1989)는 주택가격 변화에서 양(+)의 자기상관이 존재함을 실증적으로 제시하며 가격 상승이 다시 상승 기대를 형성하는 관성적 구조가 나타날 수 있음을 보였고, Case and Shiller(2003)는 기대 형성과 구전효과(word-of-mouth)가 주택시장 가격 변동을 증폭시키는 중요한 메커니즘으로 작용함을 설명하였다.

이와 함께 주택시장에서는 가격과 거래량 사이

의 밀접한 상호작용이 나타난다. 거래량은 단순히 수요가 실현된 결과로만 이해되기보다 시장의 유동성과 거래 성사 가능성을 반영하는 지표로 해석될 수 있다. Stein(1995)은 다운페이먼트 제약을 포함한 주택시장 모형을 통해 주택가격과 거래량 사이에 양(+)의 상관관계가 형성되는 구조를 설명하였다. 주택가격이 상승하는 경우 기존 주택 보유자의 자산 가치가 증가하여 다음 주택 구매를 위한 자기자본 제약이 완화되면서 거래가 증가할 수 있는 반면, 가격이 하락하는 경우 금융 제약이 강화되어 거래량이 감소할 수 있다(Stein, 1995). 이러한 구조는 주택시장에서 가격과 거래량이 동조적으로 움직이는 현상을 설명하는 중요한 이론적 근거로 제시된다.

국내 연구에서도 이러한 가격-거래량 관계가 확인되고 있다. 문외술(2023)은 주택시장 매칭모형을 통해 거래량이 매도자와 매수자의 탐색 및 매칭 과정에서 형성되는 시장 유동성의 지표로 작용하며, 가격 조정 과정과 밀접하게 연결되어 있음을 실증적으로 제시하였다. 거래가 증가하는 국면에서는 시장 참여가 확대되면서 가격 상승 기대가 강화될 수 있으며, 이러한 과정은 단기적으로 가격 변동성을 확대시키는 방향으로 작용할 수 있다.

한편 미분양 주택의 증가는 단순한 공급 물량의 확대를 넘어 시장 상황에 대한 정보적 신호로 해석될 수 있다. 미분양의 증가는 시장 참여자들에게 공급 과잉 또는 수요 둔화 가능성을 전달하며, 이러한 인식 변화는 가격에 대한 기대를 점진적으로 낮추는 방향으로 작용할 수 있다. 매칭 관점에서 보면 미분양의 누적은 거래 성사 확률을

낮추고 시장 유동성을 약화시키는 요인으로 작용할 가능성이 있으며(문외솔, 2023; Stein, 1995), 이는 단기적으로 주택가격 하락 압력을 확대시키는 경로를 형성할 수 있다.

금리 또한 주택시장 조정 과정에서 중요한 금융 요인으로 작용한다. 금리는 주택 구매 비용과 금융 접근성을 변화시키는 변수로서 주택 수요와 가격 조정에 영향을 미친다. 특히 금융 제약과 신용 여건의 변화는 주택가격 변동과 상호작용하며 시장 조정의 속도와 강도를 변화시킬 수 있다(Stein, 1995). 주택가격이 상승하는 국면에서는 자산 효과와 낙관적 기대의 확산으로 금융 여건이 완화되는 경향이 나타나는 반면, 가격이 하락하는 시기에는 위험 회피 성향이 강화되면서 금융 조건이 점차 긴축적으로 전환될 가능성이 있다.

이러한 이론적 논의를 종합하면 주택가격은 단일한 균형점에 고정된 결과라기보다는 거래량, 기대, 공급 상황, 금융 여건이 상호작용하는 과정 속에서 동태적으로 형성되는 변수로 이해할 수 있다. 본 연구는 이러한 이론적 배경을 토대로 서울·대구·광주 아파트 시장에서 매매가격이 미분양, 거래량, 금리 변화에 어떻게 반응하며 조정되는지를 실증적으로 분석한다. 구체적으로 ARDL 모형을 통해 장기 균형 관계와 단기 조정 과정을 분석하고, Toda-Yamamoto 인과관계 검정을 통해 가격 변동을 선행하는 요인을 확인하고자 한다.

## 2. 선행연구 분석

주택시장에서 미분양 주택은 단순한 공급 초과 의 결과라기보다 거시경제 여건, 금융 환경, 그리

고 주택시장 내부의 가격 및 거래 구조가 누적적으로 작용한 조정 결과로 이해되어 왔다. 이에 따라 선행연구들은 미분양 발생을 하나의 원인으로 환원하기보다는 경기 흐름, 금융 조건, 시장 구조가 결합되는 과정 속에서 분석해 왔다.

초기 연구들은 미분양의 발생 원인을 주로 공급 확대와 거시경제 여건의 변화에서 찾았다. 강병주(1995)는 대전지역 사례를 통해 주택 미분양이 수요 대비 과도한 공급과 주택구입능력의 제약에서 비롯된다고 분석하였다. 또한 주택금융 제도의 한계가 수요 회복을 제약하는 요인임을 지적하며 공급 구조 조정과 금융·세제 제도 개선의 필요성을 제시하였다. 김홍규(2005)는 아파트 미분양률이 경기 변동에 따라 민감하게 반응하는 특성을 지니고 있음을 실증적으로 분석하였다. 그러나 이러한 연구들은 미분양을 경기 순환을 반영하는 지표로 해석하는 데 초점을 두었으며, 가격 조정 과정에서의 동태적 상호작용 구조에 대해서는 충분히 다루지 못하였다.

이후 연구들은 VAR(vector autoregression), 벡터오차수정모형(vector error correction model, VECM) 등 계량경제학적 기법을 활용하여 주택시장 변수와 거시경제 요인 간의 동태적 상호작용을 보다 체계적으로 분석하는 방향으로 확장되었다. Miller and Peng(2006)은 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형과 패널 VAR 분석을 통해 주택가격 변동성과 거시경제 변수 간의 상호작용을 분석하였으며, 경기 변동과 가격 변동성이 확대되는 국면에서 주택시장의 불안정성이 강화될 수 있음을 제시하였다. 전해정(2023)은 BVAR

(Bayesian vector autoregression) 모형을 활용하여 소비심리, 금리, 거래량, 미분양 주택과 주택 가격 간의 동태적 관계를 분석하였다. 분석 결과 미분양은 가격 변동 이후에 반응하는 경향을 보였으며, 이는 미분양이 가격 및 금융 충격 이후에 나타나는 조정 변수로 해석될 수 있음을 시사한다.

실제로 미분양을 주택시장 조정 과정의 결과 변수로 해석한 연구들도 존재한다. 김상기 외(2010)는 VECM을 활용하여 주택매매가격, 전세가격, 미분양 주택량 간의 장·단기 관계를 분석하였다. 분석 결과 주택매매가격의 하락이 선행된 이후 일정 시차를 두고 미분양 주택량이 증가하는 경향이 나타났으며, 미분양은 가격 변동을 주도하기보다는 가격 조정 이후에 반응하는 성격을 지니는 것으로 해석되었다. 이러한 결과는 미분양이 단일 충격에 의해 즉각적으로 발생하기보다는 가격 하락과 수요 위축이 누적되는 과정에서 점진적으로 형성되는 구조임을 보여준다.

그러나 일부 연구에서는 미분양이 단순한 결과 변수에 그치지 않고 시장 참여자들의 기대 형성과 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 신호 변수로 작용할 가능성도 제기되고 있다. 서흥(2025)은 소비심리와 주택가격 간 상호작용을 분석하면서 시장 참여자의 기대 변화가 가격 조정 과정에서 중요한 역할을 한다는 점을 제시하였다. 이러한 관점에서 미분양의 누적은 시장 참여자들에게 공급 과잉 또는 수요 둔화 가능성에 대한 정보를 전달하는 신호로 작용하며, 이후 가격 형성과 거래 활동에 영향을 미칠 가능성이 있다.

또한, 일부 연구에서는 미분양을 단순한 결과 변수로 보기보다는 주택시장 수요 상황을 반영하

는 변수로 설정하여 가격과 거래 활동에 미치는 영향을 분석하기도 하였다. 예를 들어 김수정·정재호(2025)는 아파트 공급 단계별 물량이 주택시장에 미치는 영향을 분석하면서 인허가·착공·준공과 함께 미분양을 독립변수로 설정하고, 아파트 거래량과 매매가격을 종속변수로 하는 VAR 모형을 통해 실증 분석을 수행하였다. 분석 결과 미분양은 거래량 및 가격 변동과 유의한 상호작용 관계를 보이는 것으로 나타났으며, 이는 미분양이 주택시장 수급 상황과 시장 참여자의 기대를 반영하는 변수로 활용될 수 있음을 시사한다.

종합하면 기존 연구들은 미분양을 주택시장 변화의 결과 변수로 해석하는 경향이 강하지만, 동시에 시장 참여자들의 기대와 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 신호 변수로 작용할 가능성도 제시하고 있다. 그러나 대부분의 연구는 미분양의 발생 요인이나 결정 요인을 분석하는 데 초점을 두고 있으며, 미분양이 가격 조정 과정 속에서 다른 시장 변수와 어떠한 방식으로 상호작용하는지를 동태적으로 분석한 연구는 상대적으로 제한적이다.

따라서 본 연구는 이러한 연구 공백을 고려하여 미분양을 단순한 결과 변수로 보기보다는 주택시장 수급 불균형 상태를 반영하는 변수이자 시장 참여자의 기대 형성과 거래 활동에 영향을 미칠 수 있는 변수로 설정하고, 거래량 및 금리와 함께 주택가격과의 장·단기 동태적 관계를 실증적으로 분석하고자 한다.

### 3. 선행연구와의 차별성

선행연구 분석에서 확인한 바와 같이, 기존 연

구들은 미분양 주택을 금융 여건 변화, 소비자심리의 변동, 공급 확대, 가격 조정이 누적된 결과로 해석하는 데 공통적인 인식을 보여 왔다. 특히 미분양을 종속변수로 설정하여 발생 요인이나 결정 요인을 규명하려는 연구가 주를 이루었으며, 가격 하락이나 경기 침체 이후 미분양이 후행적으로 증가하는 조정 구조에 대한 실증적 근거도 축적되어 왔다. 그러나 이러한 연구들은 대체로 특정 지역 또는 전국 단일 시장을 대상으로 분석이 이루어져, 동일한 시장 변수들이 지역별 주택시장 구조 속에서 어떠한 방식으로 상이하게 작동하는지에 대한 비교 분석은 상대적으로 부족한 한계를 지닌다.

이러한 연구 공백을 바탕으로 본 연구는 동일한 시장 변수들이 지역별 주택시장 구조에 따라서 서로 다른 가격 조정 메커니즘을 형성할 수 있다는 점에 주목하고, 이를 실증적으로 비교·분석한다는 점에서 차별성을 갖는다.

첫째, 연구 주제 측면에서 기존 연구들이 특정 변수(예: 미분양, 거래량, 소비자심리)의 결정 요인을 규명하거나 가격 변동의 원인을 설명하는 데 집중한 것과 달리, 본 연구는 매매가격을 중심 변수로 설정하고 미분양, 거래량, 실질금리와 같은 공급·수요·금융 요인이 단기 조정 과정에서 어떻게 상호작용하는지를 분석한다. 이를 통해 주택 가격을 고정된 균형점이 아닌 충격과 조정이 반복되는 동태적 과정으로 이해하고자 한다.

둘째, 변수 구성 측면에서 본 연구는 미분양을 단순한 결과 변수로 전제하기보다는 주택시장 수급 불균형과 시장 참여자의 기대를 반영하는 변수로 설정하고, 거래량 및 금리와 함께 가격 조정 과

정 속에서의 역할을 비교·분석한다. 이를 통해 미분양의 영향 여부를 사전에 가정하기보다는 거래량 및 금융 변수와의 비교를 통해 단기 가격 조정 과정에서 실제로 작동하는 주요 요인을 실증적으로 식별하고자 한다.

셋째, 분석 방법 측면에서 본 연구는 ARDL 모형을 활용하여 장기 공적분 관계의 존재 여부와 관계없이 단기 동태적 관계를 안정적으로 추정하고, Toda-Yamamoto 방식의 그래인저 인과관계 검정을 병행하여 변수 간 선·후행 관계를 추가적으로 검토하였다. 이를 통해 가격, 미분양, 거래량, 금리 간의 단기 인과 구조를 보다 명확히 규명하고자 하였다.

넷째, 본 연구는 서울에 한정된 단일 시장 분석을 넘어 대구와 광주를 포함한 지역 간 비교 분석을 수행함으로써, 동일한 시장 변수들이 지역별 수요 기반, 공급 구조, 금융 여건의 차이에 따라서 서로 다른 가격 조정 경로를 형성할 수 있음을 실증적으로 검증한다. 특히 장기 공적분 관계가 지역별로 상이하게 나타난다는 점을 바탕으로, 주택시장 조정 메커니즘을 단일한 장기 균형 구조가 아닌 지역별 단기 동태와 조정 경로의 차이라는 관점에서 해석하였다.

종합하면 본 연구는 미분양, 거래량, 금리 등 주요 시장 변수들이 주택가격의 단기 조정 과정에서 어떠한 역할을 수행하는지를 지역 간 비교를 통해 분석함으로써, 기존 연구에서 충분히 다루어지지 못한 지역별 주택시장 구조의 이질성과 가격 조정 메커니즘의 차이를 실증적으로 규명한다는 점에서 의의를 갖는다. 이러한 접근은 주택시장 가격 형성 과정에 대한 이해를 확장하는 동시에, 향후

지역 특성을 고려한 차별적 정책 설계에 실증적 근거를 제공할 것으로 기대된다.

### III. 데이터와 연구 방법

#### 1. 변수의 선정 및 자료 구성

본 연구는 서울·대구·광주 아파트 시장에서 관찰되는 가격 변동을 설명하기 위해 공급 여건·거래 활동·금융 환경을 대표할 수 있는 변수들로 분석 틀을 구성하였다. 변수 선정 과정에서는 지역 간 비교 가능성과 시계열 자료의 연속성을 우선적으로 고려하였다.

초기 검토 단계에서는 인구 이동, 입주 물량, 공급면적지수 등 여러 대체 변수를 함께 살펴보았다. 그러나 일부 변수는 지역별 통계 작성 기준이 상이하거나 시계열 특성이 불안정하게 나타나 분석에 제약이 있었다. 이에 따라 최종 분석에서는 선행연구에서 반복적으로 활용되어 온 SP, US, SV, MIR을 주요 변수로 선정하였다. 이러한 구성은 분석의 복잡성을 불필요하게 확대하지 않으면서도 지역별 주택시장 조정 과정을 비교하는 데 적절한 기준을 제공한다.

##### 1) 매매가격지수

SP는 주택시장의 전반적인 가격 흐름을 나타내는 지표로 지역별 주택자산 가치가 시간의 흐름에 따라 어떻게 조정되는지를 파악하는 데 활용된다. 매매가격은 단기적으로는 공급 충격, 거래 여건, 기대 변화의 영향을 받으며 장기적으로는 지

역별 시장 구조를 반영하는 경향을 보인다.

예컨대 서울은 수요 집중과 제한적인 공급 여건으로 인해 가격 조정이 상대적으로 완만하게 나타나는 반면, 대구는 공급 증가와 US 누적 국면에서 가격 조정 폭이 비교적 크게 관찰된다. 본 연구에서는 이러한 지역 간 차이를 보다 명확히 비교하기 위해 명목 SP를 소비자물가를 반영한 실질 SP로 변환하여 사용하였다.

##### 2) 미분양 주택

US는 주택시장에서 공급 과잉과 수요 흡수 지연이 누적된 결과를 나타내는 지표로, 시장 조정 국면의 특성을 파악하는 데 중요한 변수이다. 준공 이후에도 해소되지 않는 미분양은 단기적 변동보다는 누적적·관성적 성격을 지니며, 시장 여건 변화에 대해 지연된 반응을 보이는 경향이 있다.

강태영·이상근(2025)은 시계열 분석을 통해 준공 후 US가 지속적인 공급 압력으로 작용하며, 시장 조정 과정이 장기화될 수 있음을 실증적으로 제시하였다. 본 연구는 이러한 논의를 바탕으로 US를 지역별 공급 충격을 대표하는 핵심 변수로 설정하고 도시별 단기 가격 조정 구조의 차이를 분석한다.

##### 3) 매매거래량

SV는 주택시장 내 실제 거래 활동의 규모를 나타내는 지표로, 수요 측 시장 참여와 거래 심리의 변화를 직접적으로 반영하는 변수이다. 거래량은 가격 변동의 결과이자 동시에 선행 지표로 작용할 수 있으며, 거래가 활발해지는 국면에서는 수요 압력이 확대되면서 이후 가격 변동으로 이어질 가능성이 높아지는 반면, 거래가 위축되는 국면에

서는 가격 조정이 지연되거나 하방 압력이 강화되는 경향이 나타난다.

특히 SV는 설문 기반의 심리지수와 달리 실제 거래 행위를 기반으로 산출되는 객관적 지표라는 점에서, 단기적인 시장 반응과 수요 강도의 변화를 보다 명확하게 포착할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 주택시장 조정 과정에서 수요 및 시장 심리 요인을 대표하는 변수로 SV를 활용하여, 가격 변동과의 단기 동태적 관계를 분석하였다.

#### 4) 실질 주택담보대출금리

MIR은 주택 구매 시 발생하는 차입 비용을 나타내는 핵심 금융 변수로 금리 수준의 변화는 매매 수요와 거래 활동에 직접적인 영향을 미친다. 일반적으로 금리가 상승하면 차입 부담이 확대되어 거래가 위축되고 가격 조정 압력이 커지는 경향이 나타난다.

양지영·심교연(2024)은 마코프 국면전환모형(Markov switching model, MSM)을 통해 금리 변화가 주택시장 국면별 가격 변동성에 차별적으로 작용함을 실증적으로 제시하였다. 특히 금리 상승 국면에서는 매매·전세시장의 조정 국면이 장기화되는 반면, 월세시장은 상대적으로 빠른 변동성을 보이는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 이러한 논의를 바탕으로 명목 금리 대신 MIR을 사용하여 인플레이션을 고려한 실제 차입 비용 변화가 단기 가격 조정 과정에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

#### 5) 자료 출처 및 신뢰성

본 연구에 사용된 변수들은 공신력 있는 공공기

관에서 제공하는 월별 시계열 자료를 기반으로 구성하였으며, 지역 간 비교 가능성과 시계열의 연속성을 확보할 수 있는 자료만을 선별하여 활용하였다. 주요 자료는 한국부동산원 부동산통계정보와 한국은행 경제통계시스템(economic statistics system, ECOS)에서 제공하는 통계를 사용하였다.

주택시장 실물 변수인 SP, US, SV는 한국부동산원 부동산통계정보에서 제공하는 월별 통계를 활용하였다. 해당 통계는 전국 및 지역별 주택시장 동향을 지속적으로 조사·공표하는 공식 통계로서 국내 주택시장 분석 연구에서 널리 활용되는 자료이다.

금융 변수인 주택담보대출금리와 소비자물가지수는 한국은행 ECOS의 자료를 사용하였다. MIR은 ECOS에서 제공하는 예금은행 대출금리(신규취급액 기준) 가운데 주택담보대출 금리를 활용하였다. 이 지표는 금융기관에서 신규로 취급된 주택담보대출의 평균 금리를 반영하는 자료로, 가계의 주택구입 비용과 주택시장 금융 여건을 설명하는 대표적인 지표로 활용된다.

또한 금리 변수는 물가 변동의 영향을 고려하기 위해 명목금리를 소비자물가지수(consumer price index, CPI)를 이용하여 실질금리로 전환한 후 분석에 사용하였다. 해당 금리는 전국 단위 평균 금리로 제공되는 자료이므로 지역별 금리 차이를 직접 반영하는 데에는 한계가 있으나, 국내 주택금융시장이 전국 단위 금융환경의 영향을 크게 받는다는 점을 고려하여 지역 주택시장에 공통적으로 작용하는 금융 여건을 나타내는 변수로 활용하였다(〈표 1〉).

〈표 1〉 변수의 선정

변수명	단위	실질변환	영문변수명
매매가격지수	지수	○	SP
미분양주택	호	-	US
매매거래량	호	-	SV
주택담보대출금리	%	○	MIR
소비자물가지수	지수	-	CPI

주 : SP, sales price; US, unsold units; SV, sales volume; MIR, mortgage interest rate; CPI, consumer price index.

## 2. 연구 방법

본 연구는 주택시장 변수 간의 동태적 조정 과정을 분석하기 위해 ARDL 경계검정 접근법과 Toda-Yamamoto 그레인저 인과분석을 병행하였다. 이 두 방법은 시계열의 정상성 조건과 공적분 여부에 대한 제약이 비교적 완화되어 있어 주택시장 자료와 같이 서로 다른 적분 차수를 갖는 변수들을 동시에 분석하는 데 적합하다.

ARDL 경계검정은 변수들이 I(0) 또는 I(1)로 혼합되어 있더라도 장기 균형 관계의 존재 여부를 검정할 수 있는 방법으로, 다변량 공적분 기법에 비해 단일 방정식 기반이라는 점에서 추정의 안정성과 해석의 명확성을 제공한다. 또한 표본 크기가 상대적으로 제한적인 경우에도 장기 효과와 단기 조정 효과를 동시에 추정할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 제약 없는(unrestricted) ECM을 기반으로 ARDL 모형을 추정하여 변수 간 장기 균형 관계와 단기 동태적 반응을 구분하여 분석하였다.

ARDL 모형을 적용하기에 앞서 모든 변수의 시계열 특성과 적분 차수를 확인하기 위해 PP 단위근 검정(Phillips-Perron unit root test)과 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test) 검정을 병행하였다(Kwiatkowski et al., 1992; Phillips and Perron, 1988). ARDL 경계검정은 I(2) 이상의 변수를 허용하지 않으므로 사전 검정을 통해 각 변수의 적분 차수가 이러한 조건을 충족하는지를 점검하였다. 이후 적절한 시차 구조를 설정한 ARDL 모형을 추정하고, F-통계량과 t-통계량을 이용하여 공적분 관계의 존재 여부를 판단하였다. 이때 검정 통계량은 표준 분포를 따르지 않으므로 Pesaran et al.(2001)이 제시한 하한값(lower bound)과 상한값(upper bound) 임계치를 기준으로 공적분 여부를 판정하였다.

한편 공적분 관계가 확인되지 않거나 변수 간 인과 방향을 보다 명확히 검토할 필요가 있는 경우를 고려하여 Toda and Yamamoto(1995) 방식의 그레인저 인과분석을 추가적으로 수행하였다. 이 방법은 시계열을 차분하지 않고 수준 변수 그대로 VAR 모형을 추정하되 변수들의 최대 적분 차수만큼 시차를 추가함으로써 비정상 시계열이 포함된 경우에도 수정된 Wald 검정의 통계적 타당성을 확보할 수 있다. 이를 통해 변수 간 인과 관계의 존재 여부와 방향성을 보다 안정적으로 검증할 수 있다. 다만 그레인저 인과관계 검정은 한 변수의 과거 정보가 다른 변수의 예측력을 향상시키는지를 검정하는 방법으로, 변수 간의 구조적 인과관계를 직접적으로 의미하기보다는 예측력 기반의 선후 관계로 해석될 필요가 있다.

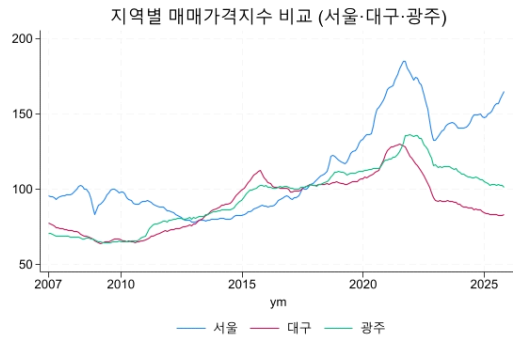
또한, 분석 기간에는 주택시장 규제 강화 및 완화와 같은 정책 변화가 존재하므로 이러한 정책 변화가 변수 간 장기 관계에 영향을 미쳤을 가능성을 고려할 필요가 있다. 이에 따라 공적분 검정 결과의 강건성을 확인하기 위해 주요 정책 변화 시점을 기준으로 표본을 분할하여 추가 분석을 수행하였다. 구체적으로 2017년 이후 주택시장 규제가 강화된 시점을 기준으로 분석 기간을 두 개의 하위 표본으로 구분하고 각 기간별로 ARDL 경계검정을 다시 수행함으로써 장기 균형 관계가 정책 환경 변화에 의해 영향을 받는지 여부를 검토하였다.

다만 공적분 검정 결과는 표본 기간, 변수 정의, 정책 환경 변화 등 다양한 요인에 영향을 받을 수 있으므로 공적분 여부 자체를 시장 구조의 본질적 차이로 단정적으로 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 공적분 관계를 지역 주택시장의 구조적 특성을 시사하는 경험적 결과로 해석하되, 정책 변화나 시장 환경 변화와 같은 요인에 의해 장기 관계가 영향을 받을 가능성을 함께 고려하였다.

### 3. 기본 시계열 분석

〈그림 1〉은 실질 매매가격지수 변화를 나타낸다. 분석 기간 동안 세 지역 모두 경기 및 정책 환경 변화에 따라 가격 변동을 경험하였으나, 가격 상승과 조정의 시기 및 폭에서는 뚜렷한 지역별 차이가 관찰된다.

서울은 2017년 이후 상승세가 본격화되어 2020~2021년 급격한 가격 상승을 보인 뒤,



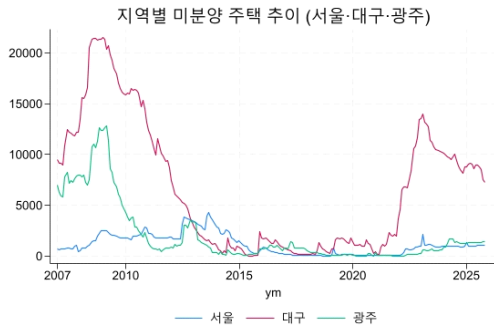
〈그림 1〉 지역별 매매가격지수 비교

2022~2023년 조정 국면을 거쳐 최근에는 다시 완만한 상승 흐름을 나타내고 있다. 대구는 2015~2017년 상승 이후 상승세가 둔화되었으며, 2022년 이후 공급 확대와 미분양 누적의 영향으로 가격 하락이 지속되어 세 지역 중 가장 큰 조정 폭을 보이고 있다. 광주는 전반적으로 변동 폭이 비교적 제한적인 가운데, 2020~2021년 상승 이후 완만한 조정 국면에 진입한 모습이 관찰된다.

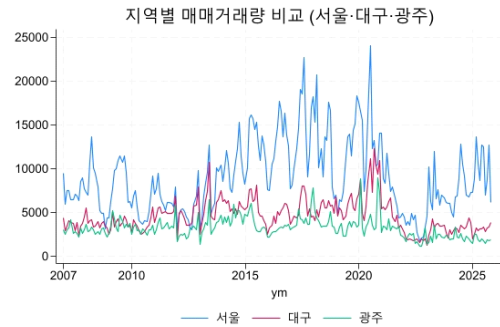
이러한 가격 흐름은 지역별 수요 기반과 공급 여건의 차이가 주택가격의 장기 경로뿐만 아니라 단기 조정 양상에도 서로 다르게 반영되고 있음을 시사한다.

〈그림 2〉는 미분양 주택 수 추이를 비교한 것이다. 미분양은 주택시장 내 공급 충격과 수급 불균형을 직접적으로 반영하는 지표로서, 지역별 시장 구조 차이가 시계열상 뚜렷하게 나타난다.

대구 2008~2012년 기간 동안 1만 5천 호를 상회하는 높은 미분양 수준을 기록한 이후, 분양 물량 조정과 수요 회복의 영향으로 2015년까지 미분양이 급격히 감소하였다. 이후 2021년까지는 비교적 낮은 수준에서 안정적인 흐름을 유지하



〈그림 2〉 지역별 미분양 추이



〈그림 3〉 지역별 거래량 비교

였으나, 2022년을 기점으로 미분양 물량이 다시 급증하여 2023년에는 1만 3천 호 내외의 고점을 형성하였다. 2024~2025년에도 미분양이 8천~9천 호 수준에서 지속되고 있어, 최근의 미분양 증가는 일시적 변동이라기보다는 누적 공급과 금리 상승, 분양시장 위축이 결합된 구조적 충격의 결과로 해석된다.

반면 서울과 광주는 전반적으로 미분양 규모가 상대적으로 낮은 수준을 유지하고 있으며, 일부 시점에서 단기적인 증가가 관찰되기는 하나 대구와 같은 대규모 미분양 누적 현상은 나타나지 않는다.

〈그림 3〉은 아파트 매매거래량 추이를 비교한 것이다. 거래량은 시장 참여 정도를 나타내는 지표로서 수요 및 심리 요인의 변화를 직접적으로 반영하며, 가격 변동과 함께 경기 및 금융 여건 변화에 민감하게 반응하는 특성을 보인다.

서울은 분석 기간 전반에서 거래량 수준과 변동 폭이 가장 크게 나타나며, 2014~2017년 거래 확대 국면 이후 2020년 전후에 높은 수준의 거래가 재차 관찰된다. 반면 2021년 이후에는 금리 상승

과 시장 불확실성 확대의 영향으로 거래량이 급감하여 2022년 하반기 저점이 형성되었고, 2023~2025년에는 반등과 둔화가 반복되는 등 변동성이 확대된 모습을 보인다.

대구와 광주는 서울에 비해 거래량 규모가 작고 변동 폭도 상대적으로 제한적이지만, 경기 국면 변화에 따라 유사한 순환적 움직임이 관찰된다. 특히 2022년 이후 거래 위축이 공통적으로 나타나며, 이후 회복 속도와 변동 패턴은 지역별로 차이를 보인다. 전반적으로 거래량은 미분양과 같은 공급 변수보다 시장 상황 변화에 즉각적으로 반응하는 단기 조정 신호로 기능하며, 본 연구에서는 이러한 특성을 고려하여 거래량을 수요·심리 요인을 대표하는 핵심 변수로 활용하였다.

〈표 2〉~〈표 5〉는 본 연구에 사용된 주요 변수들의 지역별 기술통계량을 제시한다. SP는 서울에서 변동 폭과 표준편차가 가장 크게 나타나 가격 변동성이 상대적으로 높은 시장임을 보여준다. US는 대구에서 최댓값과 표준편차가 두드러져 특정 시기의 공급 충격이 집중적으로 나타났음을 시사한다. SV는 서울에서 가장 큰 변동성을 보

〈표 2〉 매매가격지수(sales price, SP)의 기술통계량

지역	N	최소	최대	표준편차
서울	227	78.0326	184.6194	30.6686
대구	227	63.7255	129.9628	17.8373
광주	227	64.4620	136.1976	20.2275

〈표 3〉 미분양주택(unsold units, US)의 기술통계량

지역	N	최소	최대	표준편차
서울	227	27	4,331	1,022.6
대구	227	11	21,560	6,393.9
광주	227	2	12,821	3,039.3

〈표 4〉 매매거래량(sales volume, SV)의 기술통계량

지역	N	최소	최대	표준편차
서울	227	1,773	24,038	4,201.3
대구	227	1,279	12,306	1,820.6
광주	227	1,159	8,982	1,391.6

〈표 5〉 주택담보대출금리(mortgage interest rate, MIR)의 기술통계량

지역	N	최소	최대	표준편차
공통	227	2.39	7.58	1.2251

이며, 광주는 전반적으로 거래 규모와 변동 폭이 제한적인 구조를 보인다. 한편 MIR는 전국 공통 변수로서 변동 범위가 비교적 제한적이며, 거시적 금융 환경을 반영하는 통제 변수로 기능한다.

〈표 6〉은 본 연구에서 사용된 주요 변수인 SP, US, SV, MIR에 대한 단위근 검정 결과를 요약한 것이다. 시계열 분석에서는 변수의 정상성 여부가 모형 설정과 추정 결과의 타당성에 직접적인 영향을 미치므로, 각 변수의 시계열적 특성을 사

전에 점검할 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 PP 단위근 검정과 KPSS 단위근 검정을 병행하여 적용하였다.

PP 검정과 KPSS 검정은 모두 Dickey-Fuller 계열 검정을 기반으로 하나, 서로 상반된 귀무가설을 전제로 한다. PP 검정은 단위근 존재를 귀무가설로 설정하고, 잔차의 자기상관이나 이분산 문제를 비모수적으로 보정함으로써 실제 시계열 자료의 특성을 보다 유연하게 반영한다. 반면 KPSS 검정은 정상성을 귀무가설로 설정하여, 시계열이 해당 가정에서 벗어나는지를 검정한다. 주택가격이나 거래 관련 지표처럼 완만한 추세를 포함하는 시계열의 경우, 두 검정을 병행함으로써 정상성 판단의 신뢰성을 높일 수 있다.

단위근 검정 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, SP, US, MIR는 모든 지역에서 PP 검정 기준 수준에서는 단위근 존재 가설을 기각하지 못하였으며, KPSS 수준검정에서도 추세정상성 가설이 기각되어 일관되게 비정상 시계열로 나타났다. 그러나 1차 차분 이후에는 PP 검정과 KPSS 검정 모두에서 정상성이 확인되어, 이들 변수는 공통적으로 I(1) 과정으로 분류된다.

둘째, SV는 PP 검정에서는 수준에서 정상성이 확인된 반면, KPSS 수준검정에서는 추세정상성 가설이 기각되어 두 검정 결과가 상충하는 경계적 특성을 보였다. 다만 1차 차분 이후에는 PP 검정과 KPSS 검정 모두에서 정상성이 확인되었으며, I(2) 과정에 해당하지 않는 것으로 판단된다. 이에 본 연구에서는 거래량을 I(0)와 I(1)이 혼재된 경계 변수로 간주하고 분석에 포함하였다.

종합하면, 본 연구에 포함된 모든 변수는 I(0)

〈표 6〉 단위근 검정 결과 요약

변수	지역	PP(수준)	PP(1차 차분)	KPSS(수준) <sup>a</sup>	KPSS(1차 차분) <sup>b</sup>	적분차수
SP	서울	단위근 존재	정상	비정상	정상	I(1)
	대구	단위근 존재	정상	비정상	정상	I(1)
	광주	단위근 존재	정상	비정상	정상	I(1)
US	서울	단위근 존재	정상	비정상	정상	I(1)
	대구	단위근 존재	정상	비정상	정상	I(1)
	광주	단위근 존재	정상	비정상	정상	I(1)
SV	서울	정상	정상	비정상	정상	혼합(I(0)·I(1)) <sup>c</sup>
	대구	정상	정상	비정상	정상	혼합(I(0)·I(1)) <sup>c</sup>
	광주	정상	정상	비정상	정상	혼합(I(0)·I(1)) <sup>c</sup>
MIR	전국공통	단위근 존재	정상	비정상	정상	I(1)

주 : 1) <sup>a</sup> KPSS 수준검정은 trend 옵션 기준으로 수행되었으며, 귀무가설은 '추세정상성(trend stationarity)'이다. 검정통계치가 1% 또는 5% 임계값(각각 0.216, 0.146)을 초과할 경우 추세정상성 가설을 기각하며, 해당 시계열은 비정상적 추세 과정을 따르는 것으로 판단하였다.

2) <sup>b</sup> KPSS 1차 차분 검정은 notrend 옵션 기준으로 수행되었으며, 귀무가설은 '수준 정상성(level stationarity)'이다. 검정통계치가 1% 또는 5% 임계값(각각 0.216, 0.146) 이하인 경우 정상 시계열로 판단하였다.

3) <sup>c</sup> 거래량(SV)의 경우 PP(Phillips-Perron) 검정에서는 수준에서 정상(I(0))으로 나타나는 반면, KPSS 검정에서는 비정상적으로 나타나 두 검정 결과가 상충한다. 이에 본 연구에서는 SV를 I(0)와 I(1)이 혼재된 경계적 변수로 간주하되, ARDL 모형이 I(0)와 I(1)의 혼합을 허용하고 I(2)만 배제하면 된다는 점을 근거로 분석에 포함하였다.

4) PP, Phillips-Perron; KPSS, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test; SP, sales price; US, unsold units, 미분양 주택; SV, sales volume; MIR, mortgage interest rate, 실질 주택담보대출금리; ARDL, autoregressive distributed lag.

또는 I(1) 과정에 해당하며, I(2) 변수는 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 이는 ARDL 경계검정 접근법의 적용 요건을 충족하는 결과로, 본 연구에서는 모든 변수를 추가적인 변환 없이 ARDL 모형 및 ECM 추정에 활용하였다.

#### 4. 분석 모형

앞 절의 단위근 검정 결과, SP, US, SV, MIR는 I(0)와 I(1)이 혼재되어 있으나 I(2) 과정은 아니므로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 Pesaran et al.(2001)의 ARDL 경계검정 접근법을 이용하여 이들 변수 간 장·단기 관계를 동시에 추정한다.

먼저, 서울·대구·광주 중 임의의 한 지역을 r 이라고 할 때, 해당 지역의 기본식(수준모형)은 다음과 같이 설정한다.

$$\begin{aligned}
 SP_{r,t} = & \alpha_{0,r} + \sum_{i=1}^{p_r} \phi_{r,i} SP_{r,t-i} \\
 & + \sum_{j=0}^{q_{1r}} \beta_{r,j} US_{r,t-j} \\
 & + \sum_{m=0}^{q_{2r}} \delta_{r,m} SV_{r,t-m} \\
 & + \sum_{n=0}^{q_{3r}} \eta_{r,n} MIR_{r,t-n} + \epsilon_{r,t} \quad (\text{식 1})
 \end{aligned}$$

그리고 (식 1)을 변환하여 오차수정 표현식(이하 ECM을 다음의 (식 2)와 같이 설정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta SP_{r,t} = & \alpha_{0,r} + \sum_{i=1}^{p_r-1} \phi_{r,i} \Delta SP_{r,t-i} \\ & + \sum_{j=0}^{q_{1r}-1} \beta_{r,j} \Delta US_{r,t-j} \\ & + \sum_{m=0}^{q_{2r}-1} \delta_{r,m} \Delta SV_{r,t-m} \\ & + \sum_{n=0}^{q_{3r}-1} \eta_{r,n} \Delta MIR_{r,t-n} \\ & + \lambda_r ECT_{r,t-1} + \epsilon_{r,t} \end{aligned} \quad (\text{식 2})$$

#### IV. 분석결과

##### 1. Autoregressive Distributed Lag 경계검정(Bounds Test)

〈표 7〉은 ARDL 모형을 통해 추정된 지역별 최적 시차와 경계검정 결과를 제시한다. 귀무가설은 장기 수준 관계가 존재하지 않는다는 것이며, 공적분 여부는 F-통계량과 t-통계량을 결합한 판정 기준에 따라 판단하였다.

서울 아파트 매매가격지수 방정식의 경우, F-

〈표 7〉 ARDL 경계검정

패널 A: 최적시차와 공적분관계(귀무가설: 공적분 관계 없음)							
SP	최적 시차	통계량		공적분 판단			
서울	2, 0, 0, 2	F	4.249	기각불가(×)			
		t	1.279				
대구	2, 0, 1, 0	F	11.159	공적분 존재(○)			
		t	-4.785				
광주	3, 0, 0, 0	F	3.703	경계적(△)			
		t	-3.110				

패널 B: 유의수준과 임계값							
SP		10%		5%		1%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
서울	F	2.395	3.207	2.805	3.680	3.699	4.688
	t	-2.563	-3.428	-2.864	-3.754	-3.450	-4.371
대구	F	2.398	3.207	2.808	3.679	3.702	4.686
	t	-2.565	-3.431	-2.866	-3.757	-3.451	-4.373
광주	F	2.398	3.207	2.808	3.679	3.702	4.686
	t	-2.565	-3.431	-2.866	-3.757	-3.451	-4.373

주 : 1) ARDL 경계검정은 Pesaran et al.(2001)과 Kripfganz and Schneider(2020)의 임계값을 기준으로 하였으며, F 및 t 통계량을 종합하여 공적분 여부를 판단하였다.

2) ARDL, autoregressive distributed lag; SP, sales price.

통계량(4.249)은 일부 유의수준에서 상한 임계값을 상회하였으나, t-통계량(1.279)은 모든 유의수준에서 임계값의 절댓값을 충족하지 못하였다. 이에 따라 Pesaran et al.(2001)의 결합 판정 기준에 따르면, 서울 시장에서는 장기 공적분 관계가 성립하지 않는 것으로 판단된다.

반면 대구의 경우 F-통계량(11.159)과 t-통계량(-4.785)이 모두 5% 유의수준 기준 상한 임계값을 명확히 초과하여, 장기 수준 관계가 통계적으로 유의하게 확인되었다. 이는 대구 아파트 시장에서 매매가격, 미분양, 거래량, 금리 간에 안정적인 장기 균형관계가 존재함을 시사한다.

광주의 경우 F-통계량(3.703)은 일부 유의수준에서 상한 임계값을 초과하였으나, t-통계량(-3.110)은 유의수준에 따라 임계값 충족 여부가 엇갈리는 것으로 나타났다. 이에 따라 광주 시장의 경계검정 결과는 경계적(inconclusive)으로 분류되며, 장기 공적분 관계가 명확히 성립한다고 보기는 어렵다.

종합하면, ARDL 경계검정 결과 장기 공적분 관계는 지역별로 상이하게 나타났다. 서울에서는 장기 균형관계가 확인되지 않은 반면, 대구에서는 명확한 공적분 관계가 존재하며, 광주는 경계적인 결과를 보였다. 이러한 차이는 지역별 주택 시장이 동일한 장기 조정 구조를 따르지 않음을 시사하며, 이후 분석에서는 장기 균형보다는 단기 동태와 조정 과정을 중심으로 한 접근이 필요함을 뒷받침한다.

〈표 8〉은 ARDL 모형의 단기 동태항을 통해 서울·대구·광주 아파트 매매가격 변동의 단기 인과 관계를 분석한 결과를 제시한다. 종속변수는 각

〈표 8〉 ARDL 단기 인과관계

종속변수: $\Delta SP\_S$				
	추정계수	표준오차	t	확률값
$\Delta SP\_S$ (-1)	0.5784	0.0549	10.54	0.000
$\Delta MIR\_S$ (0)	-1.3576	0.6905	-1.97	0.051
$\Delta MIR\_S$ (-1)	-2.2807	0.6906	-3.30	0.001
종속변수: $\Delta SP\_D$				
	추정계수	표준오차	t	확률값
$\Delta SP\_D$ (-1)	0.5199	0.0534	9.73	0.000
$\Delta SV\_D$ (0)	0.0001	0.0000	3.24	0.001
종속변수: $\Delta SP\_G$				
	추정계수	표준오차	t	확률값
$\Delta SP\_G$ (-1)	0.2781	0.0645	4.32	0.000
$\Delta SP\_G$ (-2)	0.2960	0.0621	4.76	0.000

주 : ARDL, autoregressive distributed lag; SP, sales price; MIR, mortgage interest rate.

지역의 매매가격 변동( $\Delta SP$ )이며, 표에는 통계적으로 유의한 단기 설명변수만을 보고하였다.

먼저 서울의 경우, 매매가격 변동은 자기지연 항  $\Delta SP_{(t-1)}$ 에 의해 강한 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났으며( $t=10.54$ ,  $p<0.001$ ), 이는 매매가격 변동이 단기적으로 이전 시점의 가격 움직임에 크게 의존하는 강한 가격 관성(price inertia)이 존재함을 의미한다. 한편 실질주택담보대출금리 변화는  $\Delta MIR_{(t)}$ 와  $\Delta MIR_{(t-1)}$  모두 음(-)의 계수를 보였으며, 특히 1기 시차 금리( $\Delta MIR_{(t-1)}$ )는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는

서울 시장에서 금리 상승이 단기적으로 매매가격 조정에 부정적인 영향을 미치는 구조임을 시사한다.

대구의 경우, 매매가격 변동의 자기지연항  $\Delta SP_{(t-1)}$ 이 유의하게 나타나( $t=9.73, p<0.001$ ), 서울과 마찬가지로 단기 가격 관성이 뚜렷하게 확인된다. 더불어 거래량 변화( $\Delta SV_{(t)}$ )가 매매가격 변동에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다( $t=3.24, p<0.01$ ), 이는 대구 시장에서 단기 가격 형성이 실제 거래 활동의 변화에 민감하게 반응하고 있음을 보여준다. 즉, 가격 조정 과정에서 수요 측 거래 요인의 역할이 상대적으로 크게 작용하는 구조로 해석할 수 있다.

광주의 경우, 매매가격 변동은 자기지연항  $\Delta SP_{(t-1)}$ 과  $\Delta SP_{(t-2)}$  모두에서 유의한 양(+)의 계수를 보였다( $t=4.32, 4.76$ ). 이는 광주 시장의 가격 조정 과정이 단기적으로 연속적인 자기강화 구조를 가지며, 이전 시점의 가격 변동이 현재 가격 움직임에 지속적으로 영향을 미치는 특성을 지니고 의미한다. 반면 금리 및 거래량 변수는 단기적으로 통계적 유의성이 확인되지 않아, 외생적 충격보다는 가격 자체의 관성에 의해 단기 변동이 설명되는 경향이 강한 것으로 나타났다.

종합하면, 세 지역 모두에서 매매가격의 자기지연 효과가 공통적으로 확인되어 가격 관성이 단기 가격 형성의 핵심 요인으로 작용함을 알 수 있다. 다만 서울은 금리 변화에, 대구는 거래량 변화에 상대적으로 민감하게 반응하는 반면, 광주는 가격 자체의 연속적 조정 메커니즘이 두드러지는 등 지역별로 단기 인과구조에 뚜렷한 차이가 존재함을 확인할 수 있다.

〈표 9〉는 서울( $\Delta SP_S$ ), 대구( $\Delta SP_D$ ), 광주

〈표 9〉 회귀분석 후 진단 테스트

패널 A: 자기상관과 이분산성 테스트				
자기상관 <sup>a</sup>	종속변수: $\Delta SP_S$			
	통계량 (자유도)		확률값	
1시차	2.971	1	0.0848	
2시차	6.005	2	0.0497	
3시차	6.701	3	0.0821	
이분산성 <sup>b</sup>	2.70	1	0.1003	
자기상관 <sup>a</sup>	종속변수: $\Delta SP_D$			
	통계량 (자유도)		확률값	
1시차	1.377	1	0.2407	
2시차	5.169	2	0.0754	
3시차	5.184	3	0.1588	
이분산성 <sup>b</sup>	3.52	1	0.0608	
자기상관 <sup>a</sup>	종속변수: $\Delta SP_G$			
	통계량 (자유도)		확률값	
1시차	1.249	1	0.2637	
2시차	1.265	2	0.5312	
3시차	1.265	3	0.7374	
이분산성 <sup>b</sup>	5.16	1	0.0231	
패널 B: 추정모형 안정성 테스트				
종속변수	통계량	임계값		
		1%	5%	10%
$\Delta SP_S$	0.6636	1.143	0.948	0.850
$\Delta SP_D$	0.3785			
$\Delta SP_G$	0.7135			

주: 1) <sup>a</sup>) Breusch-Godfrey 자기상관 검정(lagrange multiplier test, LM test).

2) <sup>b</sup>) Breusch-Pagan 이분산성 검정.

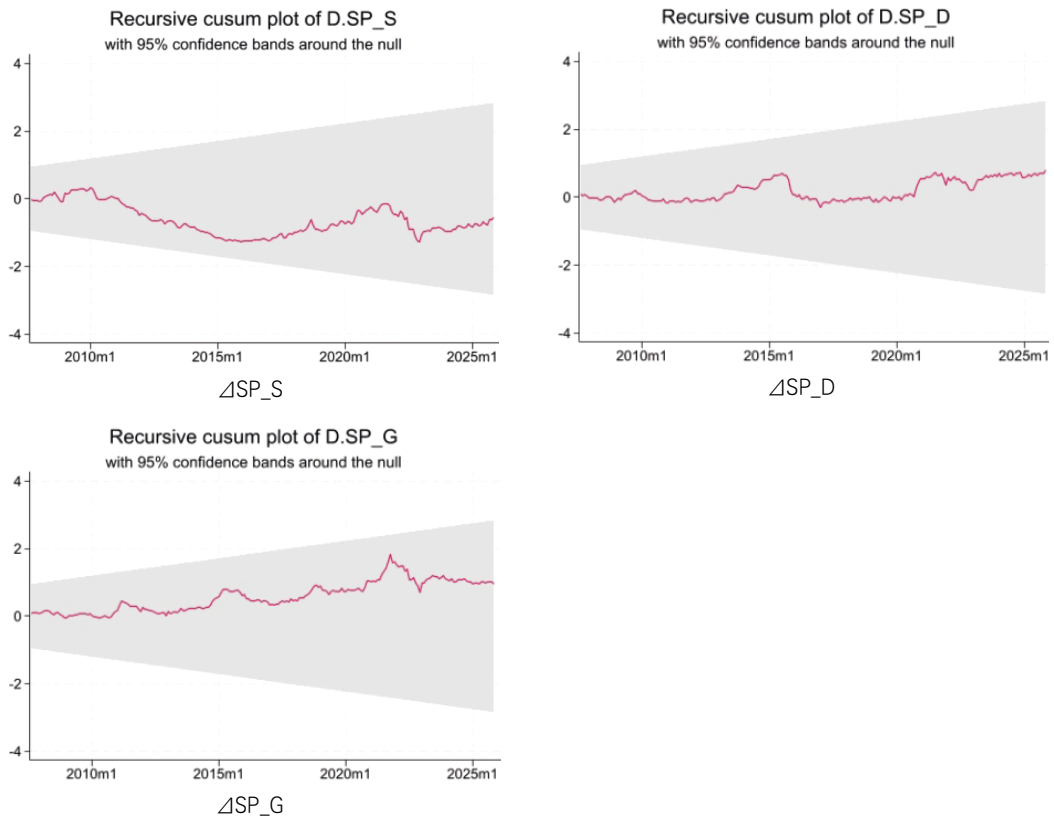
3) SP, sales price.

( $\Delta SP_G$ ) 아파트 매매가격 변화를 회귀모형에 대해 잔차의 자기상관, 이분산성, 그리고 모형의 구조적 안정성을 점검한 결과를 제시한다. Breusch-

Godfrey 자기상관 검정 결과, 세 지역 모두에서 자기상관에 대한 귀무가설이 기각되지 않아 잔차의 자기상관 문제는 확인되지 않았다. 반면 이분산성 검정에서는 광주 모형에서만 Breusch-Pagan 검정이 유의하게 나타나 잔차의 이분산성이 확인되었으며, 서울과 대구에서는 등분산 가정이 유지되는 것으로 나타났다. 이에 따라 광주 모형에 대해서는 강건 표준오차를 적용하여 추정 결과를 보정하였으며, 자기상관 및 구조적 안정성 측면에서는 세 지역 모두 통계적으로 안정적인

것으로 판단된다.

〈그림 4〉는 각각 서울, 대구, 광주 아파트 매매 가격 변화( $\Delta SP\_S$ ,  $\Delta SP\_D$ ,  $\Delta SP\_G$ )를 종속변수로 한 ARDL 추정모형에 대해 누적잔차합(cumulative sum, CUSUM) 검정을 수행한 결과를 제시한다. 분석 결과, 세 지역 모두에서 CUSUM 통계량이 5% 유의수준의 신뢰구간 내에서 안정적으로 움직이고 있어 추정 기간 동안 모형의 계수에 구조적 변화가 발생하지 않았음을 확인할 수 있다. 이는 ARDL 모형이 분석 기간 전반



주 : ARDL, autoregressive distributed lag; SP, sales price.

〈그림 4〉 ARDL 추정모형의 안정성.

에 걸쳐 구조적으로 안정적인 상태를 유지하고 있음을 의미하며, 단기 동태계수 및 인과관계 분석 결과의 신뢰성을 뒷받침한다.

## 2. 그레인저 인과관계

본 연구는 서울·대구·광주 아파트 시장을 대상으로 매매가격, 미분양, 거래량, 주택담보대출 금리 간의 단기 인과관계를 분석하기 위해 Toda and Yamamoto(1995) 방식의 수정된 Wald 검정을 적용하였다. VAR 모형의 최적 시차는 지역별 AIC(Akaike information criterion) 기준에 따라 서울과 대구는  $p=2$ , 광주는  $p=3$ 으로 결정되었으며, 최대 적분차수( $d_{max}=1$ )를 고려하여 각각 VAR(3) 및 VAR(4) 모형을 추정하였다. 잔차에 대한 자기상관 검정 결과 모든 지역에서 귀무가설이 기각되지 않아 인과관계 검정 결과의 통계적 타당성이 확보되었다(〈표 10〉).

다만 본 연구에서 사용된 그레인저 인과관계 검정은 한 변수의 과거 정보가 다른 변수의 예측력을 향상시키는지를 검정하는 방법으로, 변수 간 예측력 기반의 선후 관계를 확인하는 절차이다. 따라서 이러한 검정 결과는 엄밀한 의미의 구조적 인과관계를 직접적으로 의미하기보다는 예측력 기반의 인과관계로 해석될 필요가 있다. 본 연구에서는 인과검정 결과를 정책 변수의 직접적인 인과 효과라기보다는 주택시장 변수 간 반응 구조를 이해하기 위한 경험적 단서로 해석하였다.

### 1) 서울

서울 아파트 시장에서는 SV가 SP를 유의하게

〈표 10〉 Granger 인과 관계

서울: SP-US·SV·MIR 관계			
구분	$\chi^2$	확률값	판정
US→SP	0.22	0.8976	기각불가
SP→US	0.79	0.6732	기각불가
SV→SP	2.63	0.0000	기각(인과)
SP→SV	2.32	0.3137	기각불가
MIR→SP	4.01	0.1345	기각불가
SP→MIR	22.77	0.0000	기각(인과)
대구: SP-US·SV·MIR 관계			
구분	$\chi^2$	확률값	판정
US→SP	1.62	0.4455	기각불가
SP→US	11.00	0.0041	기각(인과)
SV→SP	14.75	0.0006	기각(인과)
SP→SV	15.88	0.0004	기각(인과)
MIR→SP	6.56	0.0376	기각(인과)
SP→MIR	2.99	0.2242	기각불가
광주: SP-US·SV·MIR 관계			
구분	$\chi^2$	확률값	판정
US→SP	0.49	0.9201	기각불가
SP→US	0.74	0.8645	기각불가
SV→SP	7.95	0.0471	기각(인과)
SP→SV	1.46	0.6908	기각불가
MIR→SP	5.22	0.1562	기각불가
SP→MIR	4.85	0.1829	기각불가

주 : SP, sales price; US, unsold units; SV, sales volume; MIR, mortgage interest rate.

Granger 인과하는 것으로 나타났다. 이는 단기적으로 가격 변동이 시장의 거래 활성화, 즉 실질적인 수요 변화에 민감하게 반응하는 구조임을 의미한다. 특히 SV가 가격을 선행하는 관계는 시장 참여자의 매수 심리나 수요 기대가 거래 활동을

통해 먼저 나타난 이후 가격에 반영되는 구조가 형성되어 있음을 시사한다. 반면 US와 MIR은 SP를 유의하게 선행하지 않아, 서울의 단기 가격 형성 과정에서 공급 재고나 금리 변화의 직접적인 선행 효과는 제한적인 것으로 분석되었다.

한편 역방향 인과관계에서는 SP가 MIR에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 가격 변동 이후 금융 여건이 조정되는 반응 구조가 존재함을 시사하며, 주택가격 변화가 금융기관의 대출 조건이나 시장 금리 형성에 일정 부분 영향을 미칠 가능성을 보여준다.

종합하면 서울 아파트 시장은 거래 활동을 중심으로 한 수요 요인이 단기 가격 변동을 주도하는 구조를 보이며, 가격 변화 이후 금융 여건이 일정 부분 반응하는 특징을 가진 시장으로 해석된다.

## 2) 대구

대구 아파트 시장에서는 SV와 MIR이 SP를 유의하게 Granger 인과하는 것으로 나타났다. 이는 단기적으로 SP 변동이 시장의 거래 활성도뿐 아니라 금융 여건의 변화에도 민감하게 반응하는 구조가 형성되어 있음을 의미한다. 특히 금리가 SP를 선행하는 관계는 금융 여건의 변화가 주택 수요 조정에 영향을 미치고, 이러한 변화가 가격 변동으로 이어지는 경로가 존재할 가능성을 시사한다. 반면 US는 SP를 유의하게 선행하지 않아 단기 가격 형성 과정에서 공급 재고의 직접적인 선행 효과는 제한적인 것으로 분석되었다.

한편 역방향 인과관계에서는 SP가 US와 SV를 유의하게 Granger 인과하는 것으로 나타나 가격 변동 이후 공급 재고 조정과 거래 활동 변화가 뒤

따르는 조정 구조가 존재함을 시사한다. 특히 SP와 SV 사이에서 양방향 인과관계가 확인된 점은 가격 변화와 거래 활동이 서로 영향을 주고받는 순환적 시장 구조가 형성되어 있음을 의미한다. 반면 SP가 MIR을 Granger 인과하지는 않아 가격 변동이 금융 여건의 단기 조정을 직접적으로 유도하는 구조는 확인되지 않았다.

종합하면 대구 아파트 시장에서는 SV와 MIR이 SP를 단기적으로 선행하는 관계가 확인되었으며, SP는 다시 US와 SV를 Granger 인과하는 것으로 나타났다. 이는 거래 활동과 금융 여건 변화가 가격 변동과 예측적 선행 관계를 가지며, 가격 변동 이후 US 규모와 거래 활동의 변화가 뒤따르는 경향이 있음을 시사한다.

## 3) 광주

광주 아파트 시장에서는 SV가 SP를 유의하게 Granger 인과하는 것으로 나타났다. 이는 단기적으로 SP 변동이 거래 활동의 변화, 즉 수요 측 시장 움직임에 일정 부분 반응하는 구조가 형성되어 있음을 의미한다. 특히 SV가 SP를 선행하는 관계는 시장 참여자의 수요 변화가 거래 활동을 통해 먼저 나타난 이후 가격에 반영되는 조정 경로가 존재함을 시사한다. 반면 US와 MIR은 SP를 유의하게 선행하지 않아 광주 시장의 단기 가격 결정 과정에서 공급 재고나 금융 여건 변화의 직접적인 선행 효과는 확인되지 않았다.

역방향 인과관계에서도 SP가 US, SV, MIR을 유의하게 Granger 인과하지 않는 것으로 나타났다. 이는 광주 아파트 시장에서 가격 변동이 다른 시장 변수로 확산되는 조정 경로가 상대적으로 제

한적임을 의미한다. 즉 가격 변화가 거래 활동이나 공급 재고 조정으로 이어지는 파급 구조가 비교적 약하게 나타나는 시장 특성을 보여준다.

따라서 광주 아파트 시장은 단기적으로 SV 변화만이 가격 변동과 직접적으로 연결되는 비교적 단순하고 안정적인 조정 구조를 보이는 시장으로 해석된다.

## V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 서울·대구·광주 아파트 시장을 대상으로 실질 SP, US, SV, MIR 간의 동태적 관계를 분석하고 동일한 시장 변수들이 지역별 주택시장 구조 속에서 어떠한 가격 조정 메커니즘을 형성하는지를 비교하였다.

ARDL 경계검정 결과, 대구에서는 변수들 간 장기 공적분 관계가 확인된 반면 서울과 광주에서는 장기 균형 관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 세 지역의 주택시장이 동일한 가격 결정 구조를 공유하기보다는 지역별 수요 기반과 공급 구조에 따라 서로 다른 조정 경로를 형성하고 있음을 시사한다.

서울과 광주의 경우 장기 공적분 관계가 확인되지 않아 주택가격이 공급 및 금융 변수와 안정적인 장기 균형을 형성하기보다는 단기적인 거래 활동을 중심으로 조정되는 구조가 지배적인 것으로 나타났다. 이에 따라 본 연구에서는 이들 지역에 대해 장기 균형 관계보다는 단기 동태에 초점을 맞추어 Toda-Yamamoto 방식의 그레인저 인과분석을 통해 가격 조정 메커니즘을 분석하였다.

반면 대구에서는 SP, US, SV, MIR 간 장기 공적분 관계가 확인되어 이들 변수들이 장기적으로 하나의 균형 경로를 형성하며 함께 움직이는 구조가 나타났다. 이는 대구 아파트 시장에서 가격 변동이 단기 충격에 그치지 않고 수급 및 금융 변수와 연계된 장기 조정 과정을 통해 누적적으로 반영되는 특성을 지님을 의미한다.

단기 인과관계 분석 결과, 세 지역 모두에서 SV가 SP를 선행하는 공통적인 구조가 확인되었다. 이는 단기적인 아파트 가격 변동이 US와 같은 공급 재고보다 실제 거래 활동을 중심으로 한 수요측 움직임에 보다 민감하게 반응함을 보여준다. 반면 US는 어느 지역에서도 SP를 단기적으로 Granger 인과하지 않는 것으로 나타나 단기 가격 형성 과정에서의 직접적인 영향력은 제한적인 것으로 확인되었다.

MIR의 역할은 지역별로 상이하게 나타났다. 대구에서는 MIR이 SP를 유의하게 선행하는 관계가 확인되어 금융 여건 변화가 가격 변동에 영향을 미칠 가능성이 확인되었다. 반면 서울과 광주에서는 MIR이 SP를 유의하게 선행하지 않는 것으로 나타나 금융 변수의 단기적 영향은 상대적으로 제한적인 것으로 분석되었다.

이러한 결과를 종합하면 서울은 SV를 중심으로 가격이 단기적으로 조정되는 수요 주도형 시장 구조, 대구는 SV와 금융 변수의 영향이 결합된 장·단기 연계형 조정 구조, 광주는 SV 외 변수의 파급력이 제한된 비교적 안정적인 단기 조정 시장 구조를 보이는 것으로 해석된다. 이는 동일한 시장 변수라도 지역별 시장 구조에 따라 가격 조정 메커니즘이 서로 다른 방식으로 작동할 수 있음을

보여준다.

특히 US는 가격 변동을 직접적으로 설명하는 변수라기보다는 공급 확대와 수요 위축이 누적된 시장 불균형 상태를 반영하는 지표로서 지역 주택 시장 구조를 이해하는 데 중요한 정보를 제공하는 변수로 해석될 수 있다.

이러한 분석 결과는 주택시장 정책이 전국 단일 기준에 기반한 획일적 접근에서 벗어나 지역별 시장 구조와 조정 메커니즘을 고려한 차별화된 정책 설계가 필요함을 시사한다.

첫째, 서울과 광주와 같이 SV가 가격 변동을 선행하는 구조가 나타나는 시장에서는 SV 변화를 시장 상황을 판단하는 중요한 선행 지표로 활용할 필요가 있다. 특히 SV가 급격히 증가하는 국면에서는 시장 과열 가능성을 조기에 인식하고 금융 규제나 거래 관리 정책을 선제적으로 검토할 필요가 있다.

둘째, 대구와 같이 금융 변수의 영향이 상대적으로 크게 나타나는 시장에서는 금리 변화와 같은 금융 여건이 주택시장 변동성에 미치는 영향을 고려한 정책 대응이 필요하다. 특히 금리 상승기에는 주택 수요 위축과 가격 조정 가능성이 확대될 수 있으므로 금융 환경 변화와 지역 주택시장 간의 연계성을 고려한 정책 관리가 요구된다.

셋째, 지역별 시장 구조의 차이를 고려한 공급 정책의 차별적 접근도 필요하다. 서울과 같이 거래 활동 중심의 시장에서는 수요 관리 정책의 역할이 중요하며, 대구와 같이 금융 여건과 공급 구조의 영향이 함께 나타나는 시장에서는 금융 정책과 공급 정책을 연계한 종합적 접근이 필요하다.

종합하면 본 연구는 동일한 주택시장 변수들이

지역별로 서로 다른 조정 구조 속에서 작동한다는 점을 실증적으로 확인하였으며, 이는 향후 주택 시장 분석과 정책 설계에서 지역별 시장 구조를 고려한 차별적 접근의 필요성을 시사한다.

본 연구의 의의는 동일한 주택시장 변수들이 지역별 시장 구조 속에서 서로 다른 가격 조정 메커니즘을 형성할 수 있음을 실증적으로 확인하였다는 점에 있다. 기존 연구들이 주택가격과 거시경제 변수 간의 관계를 중심으로 분석한 것과 달리, 본 연구는 SV·US·MIR과 같은 시장 변수들이 지역별 주택시장 구조 속에서 어떠한 방식으로 가격 조정 과정에 작용하는지를 비교 분석하였다.

다만 본 연구는 세 개 광역시를 중심으로 분석이 이루어졌다는 점에서 결과의 일반화를 위해서는 추가적인 지역 분석이 필요하며, 향후 연구에서는 보다 다양한 지역을 포함한 비교 분석을 통해 지역 주택시장 구조의 차이를 보다 체계적으로 검증할 필요가 있을 것이다.

## ORCID

한진희 <https://orcid.org/0009-0003-7296-0940>

오해종 <https://orcid.org/0009-0004-2489-4624>

## 참고문헌

1. 강병주. (1995). 대전지역 주택 미분양 실태와 대책. *주택연구*, 3(1), 5-24.
2. 강태영, 이상근. (2025). 시계열모형을 활용한 준공 후 미분양주택 예측. *부동산학연구*, 31(4), 53-76.

3. 김상기, 이상효, 김재준. (2010). 주택매매가격 및 전세가격과 미분양주택량의 관계성 분석. *대한건축학회논문집*, 26(1), 278-285.
4. 김수정, 정재호. (2025). 아파트공급 단계별 물량이 아파트 시장에 미치는 영향에 관한 실증 분석. *토지주택연구*, 61(3), 169-181.
5. 김홍규. (2005). *아파트 미분양률에 미치는 거시경제 지표의 영향: VAR모형을 활용하여* 석사학위논문. 건국대학교.
6. 문외술. (2023). 주택가격과 주택거래량: 주택시장 매칭모형을 중심으로. *주택도시금융연구*, 8(2), 25-54.
7. 서홍. (2025). 주택시장의 소비자심리, 주택공급, 대출금리, 주택가격 간의 영향 관계 분석을 통한 효과적인 주택정책의 입법적 개선방안 연구. *토지공법연구*, 109, 119-139.
8. 양지영, 심교언. (2024). 아파트 매매가격, 전세가격, 월세가격 변동성 결정요인: 대출금리를 중심으로. *주택연구*, 32(1), 87-115.
9. 전해정. (2023). BVAR 모형을 이용한 소비자심리, 금리, 거래량이 주택가격에 미치는 영향. *인문사회21*, 14(2), 377-390.
10. Case, K. E., & Shiller, R. J. (1988). *The efficiency of the market for single-family homes* (NBER Working Paper, No. 2506). National Bureau of Economic Research.
11. Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2), 299-362.
12. Kwiatkowski, D. P., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
13. Miller, N., & Peng, L. (2006). Exploring metropolitan housing price volatility. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33, 5-18.
14. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
15. Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
16. Stein, J. C. (1995). Prices and trading volume in the housing market: A model with down-payment effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 379-406.
17. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

---

논문접수일: 2026년 2월 1일

심사(수정)일: 2026년 3월 20일

게재확정일: 2026년 4월 17일

## 국문초록

본 연구는 금리 상승과 공급 누적 등 구조적 변화 속에서 서울·대구·광주 아파트 시장의 가격 조정 구조가 지역별로 어떻게 다르게 나타나는지를 분석하였다. 이를 위해 2007년 1월부터 2025년 11월까지의 월별 자료를 이용하여 실질 아파트 매매가격, 미분양 주택 수, 매매거래량, 실질 주택담보대출금리를 변수로 설정하고, ARDL(autoregressive distributed lag) 경계검정과 Toda-Yamamoto 그레인저 인과분석을 적용하였다. 분석 결과, 서울에서는 장기 공적분 관계가 확인되지 않았고, 대구에서는 뚜렷한 장기 공적분 관계가 나타났으며, 광주는 공적분 여부가 경제적인 수준으로 확인되었다. 단기 인과관계 분석에서는 세 지역 모두에서 매매거래량이 매매가격을 선행하는 공통적 패턴이 나타난 반면, 미분양은 단기 가격 변동을 유의하게 설명하지 못하였다. 금리의 영향은 대구에서만 유의하게 확인되었다. 이는 서울과 광주가 거래 활동 중심의 단기 조정 구조를 보이는 반면, 대구는 장기 균형과 단기 조정이 함께 작동하는 복합적 구조를 가진다는 점을 시사한다.

주제어 : 아파트 매매가격, 매매거래량, 단기 동태 분석, 공적분 관계, 그레인저 인과관계