

# 아파트 거래량과 가격 변동성의 관계: 거래량 기반 가격 불확실성 지수의 구축과 활용

김천일\*

요약

주택시장에서 관측되는 가격 변동성에는 가치의 실제 변동과 거래 회소성에서 오는 표본 잡음이 혼재되어 있으나, 기존 지표는 이 두 성분을 구분하지 못한다. 본 연구는 헤도닉 가격모형 잔차의 이동 구간 표준편차 및 거래 건수를 반영한 거래량 기반 가격 불확실성 지수(price uncertainty index, PUI)를 구축하였다. PUI와 기존 변동성 지수(realized volatility, RV)의 상관계수는 0.38에 불과하여 두 지표가 상이한 정보를 담고 있음을 확인하였다. 거래량의 변동성 설명력은 가격 잡음의 시변성을 경유하여 작동하였으며, PUI는 RV가 포착하지 못하는 미래 거래량 변화를 유의하게 설명하였다. 호황기·경색기 비대칭 분석에서는 거래가 충분한 시기에는 추가 거래가 변동성에 영향을 주지 않지만 경색기에는 변동성 증폭 효과가 강하게 나타났으며, 이 비대칭적 반응은 PUI에서 더 뚜렷하게 관찰되었다.

핵심어 : 주택가격 변동성, 가격 불확실성 지수, 거래량, 헤도닉 가격모형, 거래량-변동성 비대칭성

## 1. 서론

주택가격 변동성은 가계 자산의 안정성, 금융기관의 담보가치 평가, 정부의 시장 안정화 정책에 이르기까지 광범위한 경제적 의사결정에 영향을 미친다. 변동성이 높은 시장에서는 가계가 주거 이동과 자산 배분의 최적 시점을 판단하기 어려워지고, 금융기관은 주택담보대출의 리스크를 과대

\* 김천일, 주저자, 강남대학교 부동산건설학부 조교수, [ckim@kangnam.ac.kr](mailto:ckim@kangnam.ac.kr)

© Copyright 2026 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

또는 과소 평가할 수 있으며, 정책 수립 기관은 시장 개입의 적정 시점과 강도를 결정하는 데 어려움을 겪는다. 이러한 이유로 주택가격 변동성을 어떻게 정확히 측정하고 해석할 것인가는 실무와 정책 양면에서 중요한 사안으로 인식되어 왔다.

그러나 주택시장에서 관측되는 가격 변동성에는 근본적인 측정 문제가 존재한다. 주택은 주식이나 채권과 달리 가격이 거래 시점에만 관측된다. 연속적으로 호가가 형성되는 금융자산과 달리, 주택의 가격은 매수자와 매도자가 탐색과 협상을 거쳐 거래가 성사되는 순간에만 드러난다. 이는 관측되는 가격 변동 내에 두 가지 이질적인 성분이 혼재되어 있음을 의미한다. 하나는 해당 지역 주택의 근본적 가치(fundamental value)가 실제로 변동하는 것이고, 다른 하나는 거래가 드물어 소수의 거래로부터 가격 수준을 추정할 때 발생하는 표본 잡음(sampling noise)이다.

같은 수준의 가치 변동이 있더라도, 분기에 수천 건이 거래되는 시장에서의 관측 변동성과 수십 건만 거래되는 시장에서의 관측 변동성은 질적으로 다르다. 전자는 풍부한 거래 정보가 가격 잡음을 평활화하여 관측 변동성이 실제 가치 변동에 가깝게 되지만, 후자는 소수 거래의 특이성(급매, 프리미엄 거래, 특수한 거래 조건 등)이 가격지수에 과도하게 반영되어 관측 변동성이 부풀려진다. 문제는 기존의 변동성 지표가 이 두 원천을 구분하지 못한다는 것이다. 관측 변동성이 높다는 사실만으로는 실제로 시장이 불안정한 것인지, 단순히 거래가 적어서 가격 신호가 거칠게 보이는 것인지를 판단할 수 없다.

거시·정책 충격이 한국 주택시장의 거래량과 가격에 미치는 영향이 크다는 점은 잘 알려져 있으며, 금리, 세제, 대출 규제 등 외생적 정책 변수가 시장 변동의 중요한 인자로 작용해 왔다. 다만 본 연구는 이러한 충격의 원천을 식별하는 데 목적이 있는 것이 아니라, 어떤 원인인든 그 결과로 나타나는 거래 희소성과 관측 변동성 사이의 측정 문제에 초점을 둔다. 외생적 충격으로 거래가 위축되든 내생적 피드백으로 거래가 줄어들든, 가격 신호에 표본 잡음이 침투하는 메커니즘은 유사하게 작동하기 때문이다.

이러한 성질에 주목하여 본 연구는 주택시장의 관측 변동성에서 거래 희소성이 만들어내는 잡음 성분을 분리·측정하는 새로운 지표를 제안하였다. 헤도닉 가격모형을 추정한 후 모형으로부터 잔차를 추출하여 지역(시/구)별 분기별 가격 잡음의 크기를 이동 구간(롤링 윈도우, rolling window)에 따라 산출하고, 이를 해당 기간의 거래건수 제곱근으로 나눈 「거래량 기반 가격 불확실성 지수(price uncertainty index, PUI)」를 구축하였다. PUI의 분자는 개별 거래에 내재된 가격 잡음의 크기를 나타내고, 분모는 그 잡음을 평활화할 수 있는 거래의 수를 포함한다. 가격 잡음이 크거나, 거래가 적거나, 두 사건이 동시에 발생하는 경우 PUI가 상승한다. 이는 해당 시장의 가격 정보가 거칠게 시현(示現)되고 있음을 뜻한다.

실증 분석을 통해 검증하고자 하는 연구 질문은 다음과 같다. 본 연구는 다음의 세 가지 질문에 답하고자 한다. 첫째, 거래량과 관측 변동성(가격지수 수익률의 이동 구간 표준편차, realized volatility, RV) 사이에는 어떠한 관계가 존재하며, 이 관계는 가격 잡음의 시변성을 어떻게 경유하는가? 둘째, 기존 RV에 PUI를 추가하면 미래 가격 변동 및 거래량 변동에 대한 설명력이 증가하는가? 셋째, 거래량-변동성 관계는 시장 국면(호황기 vs 경색기)에 따라 비대칭적이며, 이 비대칭적 반응은 RV와 PUI에서 어떻게 다르게 나타나는가? 이러한 질문에 답하기 위해 아파트 실거래가 데이터를 활용하여 가격 불확실성 지수를 산출하고, 시/구의 분기별 패널 데이터를 구축하여, 거래량 및 불확실성 지수에 대해 패널 회귀, 설명력 검증, 호황기·경색기 비대칭 분석을 수행하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 탐색-매칭 구조, 금융 미시구조, 거래량-변동성 관계에 관한 선행연구를 검토하고 본 연구의 차별성을 제시한다. 제3장에서는 거래 회소성이 관측 변동성을 내생적으로 결정하는 이론적 틀을 전개한다. 제4장에서는 분석에 활용된 데이터, 헤도닉 모형, PUI 구축 방법, 패널데이터 구축 절차, 실증 분석 절차를 서술한다. 제5장에서는 기술통계, 패널 회귀, 설명력 검증, 비대칭 분석의 결과를 보고한다. 제6장에서는 연구의 요약, 시사점, 한계 및 향후 과제를 논의한다.

## II. 선행연구 검토 및 본 연구의 차별성

### 1. 해외 선행연구 검토

주택시장에서는 연속 거래가 이루어지는 금융자산 시장과 달리, 탐색 마찰과 비정기적 거래에 의해 가격이 형성된다(Wheaton, 1990). 이러한 시장에서 공실, 거래량, 가격은 탐색-매칭(search-matching) 구조를 통해 결정되며, 거래 구조가 가격 수준과 변동성에 내생적으로 영향을 미친다(Díaz & Jerez, 2013; Genesove & Han, 2012). Wheaton(1990)은 매칭 함수에 의해 거래가 결정되고 이 과정에서 가격과 공실이 동태적으로 조정됨을 보였으며, Anenberg & Bayer(2020)는 거래량 충격이 가격뿐만 아니라 변동성의 변화를 내생적으로 유발할 수 있음을 보여주었다. 거래량이 외생적으로 주어지는 변수가 아니라, 잠재 매수-매도자의 진입과 탐색 기제에 의해 내생적으로 결정된다는 점을 밝힌 것이다.

금융자산 시장 연구들은 고빈도 자료를 활용하여, 관측 변동성을 기초(fundamental) 변동성과 미시구조 노이즈로 분해하는 연구를 활발히 진행해왔다(Ait-Sahalia et al., 2011; Bandi &

Russell, 2006). 이들은 호가 단위, 스프레드, 비동시성 등의 미시구조 요인이 고빈도 수익률의 분산을 부풀리는 메커니즘을 탐색하였다. 이러한 메커니즘을 주택시장에 직접 적용한 연구는 드물지만, Anenberg & Laufer(2017)는 매물가격 자료가 실거래 자료보다 빠르게 관측된다는 점을 이용해 기존 주택가격 지수보다 수개월 앞서 주택가격 흐름을 포착할 수 있음을 보였다. Hill et al.(2022)은 주간 단위와 같은 고빈도 지수에서는 시의성과 신뢰성 사이의 절충이 불가피하며, 실거래가격 자료의 공개 지연이 큰 경우 매물가격 자료를 활용할 필요가 있음을 지적하였다. 이 두 연구는 주택 거래자료가 얼마나 충분히 축적되는가의 문제를 지수 산정의 쟁점으로 다루었다.

거래량, 가격, 변동성 간 관계에 대해서도 이론 및 실증 연구가 풍부하게 진행되어 왔다. Stein(1995)은 가격과 거래량의 동시 변동을 레버리지 제약과 초기 지불액 효과의 관점에서 설명하였고, Piazzesi & Schneider(2009)는 가격 상승기의 거래 급증과 하락기의 거래 절벽·가격 조정 지연 패턴을 모멘텀 거래자의 행태를 반영하여 모형화하였다. Head et al.(2014)은 탐색 마찰과 거래 유동성이 주택가격과 신규 건설을 결정하는 메커니즘임을 보였다.

## 2. 국내 선행연구 검토

국내 선행연구들은 주택가격 변동성이 일정한 분산을 갖는 과정이 아니라 군집성과 지속성을 보이는 현상임을 확인해 왔으며, 아파트 시장에서는 비대칭 변동성이, 일부 주택유형에서는 대칭 변동성이 더 적합하게 나타난다는 점을 보였다(임재만, 2006). 또한 낮은 변동성 국면이 장기간 지속되는 가운데 변동성의 크기에 따라 설명변수의 유의성과 방향이 달라질 수 있음이 제시되었고(김대원·유정석, 2014), 기대인플레이션과 비기대인플레이션에 대한 반응을 통해 주택의 인플레이션 헤지 가능성도 논의되었다(심성훈, 2010). 반면 가격안정 정책은 변동성 완화에 일관된 효과를 보이지 않았으며, 일부 시기를 제외하면 안정화 효과가 제한적이라는 평가도 제시되었다(곽승준·이주석, 2006).

경기국면 관련 연구들은 주택가격 변동을 단일 평균 반응으로 설명하기 어렵다는 점을 보여주었다. 전국과 수도권, 비수도권 비교에서는 모든 지역에서 수축기 지속확률이 더 높았으나 수도권은 확장기의 지속성과 강도가 상대적으로 크게 나타났고(전해정, 2015), 서울의 매매, 전세, 월세시장에서는 불황기와 호황기에서 유의한 설명변수가 서로 다르게 나타났다(전해정, 2017). 수도권 내부 비교에서도 서울은 확장기가 더 길고 경기와 인천은 수축기가 더 길게 나타났으며, 전세가격, 금리, 통화량의 영향 역시 지역별로 차별적으로 작용하였다(이현미·전해정, 2020).

거시경제 변수와 거래량을 함께 다룬 연구들은 가격변동과 거래량변동이 동일한 충격에 동일하게 반응하지 않음을 보여주었다. 산업생산, 회사채수익률, 주택담보대출 등은 주택가격과 유의한 동태

적 상관관계를 보였고(전해정·박헌수, 2012), 금리, 대출, 보증, 전세가격, 인구 및 경기 변수는 장기와 단기에서 서로 다른 방식으로 작용하였다(윤성민 외, 2016). 또한 거래량과 가격 사이에는 상호 인과 관계가 존재하지만 거래량 증감이 언제나 동일한 가격반응으로 이어지지 않는 것으로 나타났다(임재만, 2011), 수요충격은 가격변동에, 공급충격은 거래량 변동에 더 크게 작용하고, 이자율 및 가계대출 충격은 가격 쪽에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다(민선옥·이영수, 2019).

지역 간 파급효과 연구들은 변동성과 가격변화가 공간적으로 전이된다는 점을 확인하였다. 수도권에서는 공통요인의 설명력이 높고 서울 강남과 버블7 지역이 변동성 순수출 지역으로 나타났으며(박영준·김기호, 2017), 대도시 분석에서는 상승기와 하락기의 변동성 전이가 비대칭적이라는 결과가 제시되었다(김상배·이승아, 2021). 극단적 상승 국면에서 전이 강도가 더 커지고 강남이 대표적 전달자로 작동한다는 점도 확인되었으며(고희운·강상훈, 2023), 최근 장기 시계열 분석 역시 팬데믹 급등기와 2022년 이후 급락기에서 동조화가 강화되고 서울, 특히 강남의 정보 전달 기능이 두드러졌음을 보였다(윤성민, 2024). 한편 동일 시장에서도 지수의 산정방식에 따라 위험과 초과수익률의 관계가 달라졌다는 결과(이정근·전재범, 2020)는 관측된 변동성이 순수한 가치 변동만이 아니라 거래정보의 질과 측정방식에도 영향을 받는다는 점을 시사한다.

### 3. 본 연구의 차별성

본 연구의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 주택시장에서 관측 변동성을 「가치 변동 성분」과 「거래 구조에서 오는 잡음 성분」으로 분해하는 새로운 지표를 구축한다. Anenberg & Laufer(2017)가 매물자료를 활용하여 계약일 기준 또는 실시간에 가까운 주택가격지수의 시의성 문제를 보정하고, Hill et al.(2022)이 헤도닉 기반 지수의 저거래량 기간 처리와 고빈도 지수의 안정성 문제를 다룬 데 비해, 본 연구는 낮은 거래량을 지수 산정상의 기술적 제약이 아니라 가격 신호의 불확실성을 발생시키는 요인으로 해석한다. 따라서 본 연구의 불확실성 지수(PUI)는 가격지수를 더 빨리 산정하거나 저거래량 구간을 보정하기 위한 방법이 아니라, 거래 희소성이 관측 변동성에 포함된 표본 잡음으로 전환되는 정도를 직접 측정하는 지표라는 점에서 차별성이 있다. 둘째, 한국 아파트 시장의 실거래 데이터를 활용한 패널 데이터를 통해 PUI가 RV에 대한 설명력을 가짐을 확인하였다. 셋째, 거래량-변동성 관계의 시장 국면별 비대칭성을 분석함에 있어, 동일한 거래량 변화에 대해 RV와 PUI가 보이는 반응의 차이를 비교하였다. 본 연구는 헤도닉 잔차의 흠어짐(산포, 퍼짐)과 거래 희소성을 결합한 새로운 지표(PUI)를 구축하고, 이를 통해 기존 관측 변동성 지표만으로는 식별하기 어려웠던 거래량과 변동성 사이의 국면별 비대칭 관계를 실증한다는 점에서 기존 연구와 차별된다.

### III. 거래량 기반 가격 불확실성 지수의 도출

#### 1. 주택가격 관측의 두 특성: 시점 희소성과 가격 잡음

주택가격은 주식이나 채권과 구별되는 두 가지 관측상의 특성을 가진다. 이 두 특성은 모두 주택 거래의 고유한 구조에서 비롯되지만, 서로 다른 차원의 문제이다. 첫 번째 차원은 시점 희소성(sparsity)이다. 주택가격은 거래가 성사되는 시점에만 관측된다. 연속적으로 호가가 형성되는 금융 자산과 달리, 주택의 가격은 매수자와 매도자가 탐색과 협상을 거쳐 거래가 성사되는 순간에만 외부로 드러난다. 따라서 분기·연 단위로 거래가 드문 지역에서는 해당 지역의 가격 수준이 소수의 거래로부터만 추론되어야 한다.

두 번째 차원은 가격 잡음(noise)이다. 거래 시점에 관측되는 개별 가격은 해당 주택의 잠재가치를 정확히 반영하는 것이 아니라 일정한 오차를 포함한다. 지역  $i$ 에 위치한 주택  $j$ 의 시점  $t$ 에서의 잠재가치를  $v_{jit}^*$ 라 하자. 이 잠재가치는 입지, 주택 고유의 특성, 거시경제 조건 등에 의해 연속적으로 결정되지만 시장에서는 이 가치가 직접적으로 관측되지는 않는다. 가격이 관측되는 것은 주택  $j$ 가 실제로 거래될 때뿐이며, 이때 관측가격  $p_{jit}$ 는  $p_{jit} = v_{jit}^* + \epsilon_{jit}$ 로 표현된다. 여기에서  $\epsilon_{jit}$ 는 평균이 0이고 분산이  $\sigma_{\epsilon_{jit}}^2$ 인 가격 잡음이다. 이 잡음은 매수자와 매도자 간 협상력의 차이, 거래 시급성(급매 여부), 개별 주택 내 미세한 상태 차이(리모델링, 하자 등) 및 기타 정보 비대칭성으로 인해 발생한다. 가격 잡음은 개별 거래에 대해 고유한 것으로서  $E[\epsilon_{jit}] = 0$ 이고 서로 다른 거래 간에 독립이라고 가정( $\text{Cov}(\epsilon_j, \epsilon_k) = 0$  ( $j \neq k$ ))한다.

시점 희소성과 가격 잡음은 서로 독립된 현상으로서, 한쪽이 다른 쪽의 원인이 되는 관계가 아니다. 시점 희소성은 거래 자체의 빈도에 관한 문제이고, 가격 잡음은 개별 거래가 잠재가치로부터 벗어나는 정도에 관한 문제이다. 다만 두 특성은 가격지수의 추정 정밀도를 통해 결합되며, 본 연구의 거래량 기반 가격 불확실성 지수(PUI)는 이 결합 구조를 직접 측정하기 위한 지표이다.

#### 2. 가격지수의 추정 오차

주택시장 참여자 및 주택정책을 수립하는 공공기관은 개별 주택의 가격보다는 지역  $i$ 의 시점  $t$ 에서의 가격 수준(즉, 가격지수)에 더 큰 관심을 가진다. 이 가격지수는 주택 특성의 영향을 제거(통제)한 뒤의 표준적 시장 가격 수준을 말한다. 주택 특성을 통제하는 일반적인 방법은 헤도닉 가격모형으로서

〈식 1〉과 같다.

$$\ln p_{jit} = \mu_{it} + \mathbf{x}'_j \beta_i + \alpha_{d(j)} + \epsilon_{jit} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

여기에서  $\mu_{it}$ 는 지역  $i$ 의 시점  $t$ 에서의 로그가격지수이며,  $\mathbf{x}_j$ 는 주택  $j$ 의 관측 가능한 특성 벡터(전용면적, 층수, 경과 연수 등),  $\alpha_{d(j)}$ 는 주택  $j$ 가 속한 단지  $d$ 의 고정효과이다. 〈식 1〉을 정리하여, 시점  $t$ 에 거래된 주택  $j$ 에 대해 주택 특성과 단지 고정효과를 제거한 로그가격을  $\tilde{p}_{jit} = \ln p_{jit} - \mathbf{x}'_j \hat{\beta}_i - \hat{\alpha}_{d(j)}$ 로 정의하면  $\tilde{p}_{jit} = \mu_{it} + \epsilon_{jit}$ 이다. 로그가격지수  $\mu_{it}$ 의 추정치  $\hat{\mu}_{it}$ 는 지역  $i$ , 시점  $t$ 에서의 거래량  $N_{it}$ 의 특성 제거 로그가격의 평균이므로  $\hat{\mu}_{it}$ 는 〈식 2〉와 같다.

$$\hat{\mu}_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} \tilde{p}_{jit} = \mu_{it} + \frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} \epsilon_{jit} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

로그가격지수 추정량  $\hat{\mu}_{it}$ 이 진정한 로그가격지수  $\mu_{it}$ 로부터 벗어나 있는 추정 오차는  $\hat{\mu}_{it} - \mu_{it}$ 이다. 이 추정 오차의 분산을 구하면, 잔차 간 독립 가정에 의해,

$$\text{Var}(\hat{\mu}_{it}) = \text{Var}\left(\frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} \epsilon_{jit}\right) = \frac{1}{N_{it}^2} \sum_{j=1}^{N_{it}} \text{Var}(\epsilon_{jit}) = \frac{1}{N_{it}^2} \cdot N_{it} \cdot \sigma_{\epsilon_{jit}}^2 = \frac{\sigma_{\epsilon_{jit}}^2}{N_{it}} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

이 된다. 실제 해도닉 모형에서  $\hat{\mu}_{it}$ 는 단순 평균이 아니라 다수의 통제변수를 포함한 OLS 추정의 시점 더미 계수이므로, 〈식 3〉은 근사값이다. 거래건수가 통제변수 개수보다 충분히 크면 〈식 4〉가 성립한다.<sup>1)</sup>

$$\text{Var}(\hat{\mu}_{it}) \approx \sigma_{\epsilon_{jit}}^2 / N_{it} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

1) 엄밀하게는 〈식 4〉의 근사가 성립하기 위해서는 조건부 등분산성 및 잔차 독립성이 필요하고, 시점 더미가 기타 독립변수의 영향을 제거한 이후에도 충분한 변동을 가져야 한다. 단지 고정효과가 포함된 모형에서는 특정 단지의 거래가 일부 분기에 집중되어 있을 경우 자유도 손실이 발생하여 분산을 과소추정할 수 있다. 본 연구가 유효 거래건수를 30건 이상으로 적용(아래 〈식 7〉 설명 부분 참고)한 것은 이러한 자유도 손실의 영향을 완화하기 위한 조치이다.

이 추정 오차의 분산은 관측되는 가격지수가 진정한 가격 수준으로부터 얼마나 벗어나 있는지를 나타내므로, 추정 오차의 분산은 가격 정보의 불확실성 크기를 의미한다. <식 3>에 의하면 이 불확실성의 크기는 ① 개별 거래에 내재된 가격 잡음의 크기  $\sigma_{\epsilon_{it}}^2$ 가 클수록, ② 그 잡음을 평활화할 수 있는 거래건수  $N_{it}$ 가 적을수록 커진다. 즉, 가격지수가 전달하는 가격 신호의 질은 가격 잡음의 크기와 거래건수에 의해 동시에 결정된다. 거래가 충분하면 개별 거래의 잡음이 상쇄되어 가격지수가 정밀해지고, 거래가 적으면 소수의 거래에 내재된 잡음이 지수에 그대로 투영된다. 따라서 주택시장 변동성이 주택 자산 가치의 실제 변동을 반영하는 것인지, 아니면 거래 부족에서 오는 잡음을 반영하는 것인지를 판별하기 위해서는 이 두 요인을 함께 고려하는 지표가 필요하다.

### 3. 거래량의 내생적 결정

<식 4>의 거래건수  $N_{it}$ 는 외생적으로 주어지는 것이 아니다. 탐색 마찰(search friction)의 존재하에서 거래량은 시장 참여자의 진입 및 퇴장 결정에 의해 내생적으로 결정된다(Diamond, 1982; Wheaton, 1990). 탐색 마찰하에서 잠재 매수자  $B_{it}$ 와 잠재 매도자  $S_{it}$ 가 만나 합의에 도달할 때 거래가 발생하며, 이를 매칭 함수로 표현하면 <식 5>와 같다.

$$N_{it} = M(B_{it}, S_{it}) = \kappa B_{it}^\alpha S_{it}^{1-\alpha} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

여기에서  $\kappa > 0$ 은 시장의 효율성을 나타내는 매칭 기술(matching technology) 파라미터이고,  $\alpha \in (0, 1)$ 는 매수자 탄력성이다(문외술, 2023; Genesove & Han, 2012; Ngai & Tenreiro, 2014; Pissarides, 2000, pp. 6, 7). 여기에서 중요한 점은 잠재 매수자 수  $B_{it}$ 가 시장의 불확실성에 의존한다는 것이다. 시장 참여를 고려하는 잠재 매수자는 현재 가격 정보의 신뢰도를 평가한다. 가격 정보가 거칠다면(즉, 관측 변동성이 높으면) 매수 후 자산 가치의 불확실성이 커지므로 시장 진입을 유보한다. 이를 수식으로 표현하면 <식 6>과 같다.

$$B_{it} = \bar{B}_i \cdot g(\text{Var}(\hat{\mu}_{it})), \quad g' < 0 \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

여기에서  $\bar{B}_i$ 는 잠재 수요의 기저 수준으로서 가격 불확실성과 무관하게 존재하는 기본적인 매수 잠재 수요량이다.  $g(\cdot)$ 은 감소 함수로서 가격 불확실성이 클수록 실제 시장에 진입하는 매수자가 줄어든다는 것을 의미한다.

#### 4. 거래량과 가격 변동성 간 피드백 구조

〈식 4〉~〈식 6〉을 결합하면 자기강화적 피드백(self-reinforcing feedback) 구조가 형성된다. 이를 단계별로 추적하면 다음과 같다. 1단계는 거래 감소이다. 어떤 외생적 충격으로 잠재 매수자 수가 줄어들면, 〈식 5〉에 의해 거래건수  $N_{it}$ 가 감소한다. 그러면, 2단계 불확실성 증가로 진입한다.  $N_{it}$ 가 감소하면, 〈식 4〉에 의해 가격지수의 추정 분산  $\text{Var}(\hat{\mu}_{it})$ 가 증가한다. 즉, 시장 참여자가 관측하는 가격 신호가 거칠어진다. 3단계는 추가 거래 위축이다. 가격 불확실성이 증가하면, 〈식 6〉에 의해 잠재 매수자 수  $B_{it+1}$ 이 추가적으로 감소한다. 이는 다시 1단계로 작용한다.

#### 5. 가격 잡음의 시변성

가격 잡음  $\sigma_{\epsilon it}^2$ 은 시간에 따라 변한다. 시장 과열기에는 패닉 매수, 급매, 투기적 거래 등으로 인해 개별 거래의 가격 분산 자체가 확대될 수 있다. 반대로 안정기에는 거래 쌍방이 충분한 정보를 가지고 협상하므로 가격 잡음이 줄어든다. 이것은 관측 변동성의 분해를 더 풍부하게 만든다. 거래가 줄어드는 시기에는  $N_{it}$ 의 감소와  $\sigma_{\epsilon it}^2$ 의 변화가 동시에 발생할 수 있으며, 두 효과가 같은 방향으로 작용하면 관측 변동성의 증폭이 커진다. 〈식 4〉에서 분자와 분모가 동시에 움직이는 것이다. 이러한 시변성을 반영하기 위해, 본 연구는 가격 잡음을 시/구×시점별로 추정하였다. 이를 위해 헤도닉 잔차의 이동 구간(rolling window) 표준편차를 사용하여  $\hat{\sigma}_{\epsilon it}$ 를 〈식 7〉과 같이 산출하였다.

$$\hat{\sigma}_{\epsilon it} = \left[ \frac{1}{n_w - 1} \sum_{s \in W(t)} \hat{\epsilon}_s^2 \right]^{1/2} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

여기서  $W(t)$ 는 시점  $t$ 를 포함하는 직전 8분기(2년) 이동 구간이고,  $n_w$ 는 해당 윈도우 내 거래건수이다. 이를 통해 가격 잡음의 크기가 시간에 따라 변하는 것을 반영할 수 있다. 본 연구에서는 추정의 안정성을 확보하기 위해  $n_w \geq 30$ 인 경우에만 추정하였다.

이동 구간을 8분기(2년)<sup>2)</sup>로 설정한 근거는 다음과 같다. 본 연구의 분석 표본은 시/구×분기별로 유효 거래건수 30을 충족하므로, 8분기 윈도우 내 잔차 수는 최소 240개 이상이 확보되어 표본 표준편

2) Asadov et al.(2025)은 17개 OECD 국가의 분기 주택가격 자료에 대해 분기 자료의 특성을 고려하여 8분기 이동 표준편차를 변동성 측정치로 채택하였다.

차 추정의 통계적 안정성이 확보된다. 4분기 이동 구간은 표본 안정성이 부족할 수 있으며, 12분기 이상의 이동 구간은 시변성의 포착을 과도하게 약화시킬 것으로 판단된다.

여기에서 본 연구가 다루는 변동성 개념을 다음과 같이 명확히 하고자 한다. 첫째, 횡단면적 가격 잡음 분산은 동일 시점·동일 지역에 거래된 유사 주택들 사이에서 헤도닉 모형 잔차의 표준편차로 측정되며, 이는 가격 협상력 차이나 거래 시급성 등 거래 고유의 미세 특징에서 발생한다. 둘째, 시계열 변동성은 품질 조정된 지역 가격지수가 분기 간에 변동하는 정도를 측정하며, 거시·지역 충격에 따른 가격 수준 자체의 변화를 반영한다. 본 연구의 관측 변동성 지표(RV)는 후자에 해당하며, 헤도닉 잔차의 이동 구간 표준편차는 전자, 즉 횡단면적 가격 잡음 분산을 직전 8분기 윈도우를 활용하여 추정한 값이다. 횡단면 분산을 시계열 풀링(pooling)으로 추정하는 것은 분기별 표본만으로는 통계적 안정성을 확보하기 어렵다는 자료상의 제약을 보완하기 위함이다. 따라서 본 연구의 잔차 표준편차는 엄밀히 말하면 해당 시점을 포함하는 직전 8분기 윈도우 내 평균적 횡단면 분산의 추정치로 해석된다. 거래량 기반 가격 불확실성 지수(PUI)는 이 잔차 표준편차를 분자로, 해당 시점의 거래건수 제곱근을 분모로 결합하여 가격지수 추정의 불확실성을 측정한다.

## 6. 거래량 기반 가격 불확실성 지수(Price Uncertainty Index)의 도출

이상의 논의로부터 본 연구의 가설 지표인 거래량 기반 가격 불확실성 지수(PUI)를 도출할 수 있다. <식 4>, <식 7>에 의해, PUI는 <식 8>과 같이 정의된다.

$$PUI_{it} = \frac{\hat{\sigma}_{\epsilon_{it}}}{\sqrt{N_{it}}} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

PUI는 미래 가격의 불확실성이 아니라 관측되는 가격 신호의 질을 측정하는 지표이다. 가격 신호의 질이 낮다는 것은 수학적 관점에서 가격지수 추정량의 표준오차가 크다는 것을 의미한다. PUI의 분자  $\hat{\sigma}_{\epsilon_{it}}$ 는 해당 시기 개별 거래에 내재된 가격 잡음의 크기이며, 분모  $\sqrt{N_{it}}$ 는 그 잡음을 평활화할 수 있는 거래건수의 제곱근이다.

한편, 기존의 관측 변동성 지표중에서 대표적인 지표로는 가격지수 수익률의 이동 구간 표준편차 지표(RV)가 있다(<식 9>).

$$RV_{it} = \left[ \frac{1}{L-1} \sum_{k=1}^L (r_{it-k} - \bar{r}_i)^2 \right]^{1/2} \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

여기에서  $r_{it} = \hat{\delta}_{it} - \hat{\delta}_{it-1}$ 은 분기 수익률이고,  $L$ 은 이동 구간(rolling window)이다. 이 지표는 가격이 얼마나 크게 움직였는지를 측정하지만, 그 움직임이 주택 자산 가치의 실제 변동에서 온 것인지, 거래 부족에서 오는 추정 잡음에서 온 것인지를 구분하지 못한다.

이에 반해, PUI의 해석은 명확하다. 같은 수준의 관측 변동성(RV)이라 하더라도, PUI가 높으면 거래가 적어서 거칠게 보이는 것(가격지수 추정의 정밀도가 낮음)이고, PUI가 낮으면 주택 자산 가치가 실제로 변동하는 것이다. 즉, PUI는 관측 변동성 RV 중 거래 구조에 기인하는 부분을 분리해내는 역할을 한다. 본 연구에서 RV는 PUI의 역할을 부각하기 위한 비교 기준(benchmark)으로 활용되었다.

PUI는 RV를 완벽히 대체하는 지표는 아니다. PUI는 <식 4>의 가격지수 추정 분산의 제곱근, 즉 가격지수 추정량의 표준오차이며, RV는 그렇게 추정된 가격지수의 시계열 변동이다. 따라서 두 지표는 동일한 양을 다르게 측정한 것이 아니라, 관측 변동성(RV) 안에 포함되어 있는 추정 잡음 성분의 크기 (PUI)를 분리해 측정하는 분해 구조<sup>3)</sup>를 가진다. 본 연구가 RV와 PUI를 병렬적으로 보고하는 것은 두 변동성 지표를 비교하기 위함이라, 관측 변동성을 그 구성 성분에 따라 진단하기 위함이다.

## IV. 연구 방법

본 연구의 실증 분석은 세 단계로 구성된다. 첫째, 거래량-변동성 관계(<식 11>)에서는 RV를 종속 변수로 하여 거래량의 설명력이 가격 잡음의 시변성을 경유하는 구조를 확인한다. 둘째, 설명력 검증(<식 12>~<식 14>)에서는 PUI를 RV에 추가한 모형의 추가 설명력을 평가한다. 셋째, 호황기-경색기 비대칭 분석에서는 RV와 PUI를 각각 종속변수로 두어, 거래량 변화에 대한 두 지표의 반응이 시장 국면에 따라 어떻게 다른지를 비교한다.

### 1. 데이터

본 연구의 주된 데이터는 국토교통부 아파트 실거래가 자료이다. 분석 기간은 2006년부터 2025년

---

3) 추정된 가격지수를  $\hat{p}_{it} = p_{it} + \eta_{it}$ 라고 하면,  $\eta_{it}$ 는 평균 0, 분산  $\sigma_{\epsilon}^2/N_{it}$ 의 추정 잡음이며  $PUI_{it} = \sqrt{Var(\eta_{it})}$ 에 해당한다. 분기 차분  $\Delta \hat{p}_{it} = \Delta p_{it} + \Delta \eta_{it}$ 의 분산은 추정 잡음이 시점 간 독립이라는 가정하에  $Var(\Delta \hat{p}_{it}) \approx Var(\Delta p_{it}) + 2\sigma_{\epsilon}^2/N$ 으로 분해되며, 따라서  $RV = \sqrt{Var(\Delta p_{it}) + 2 \cdot PUI^2}$ 의 관계가 성립한다. 여기에서 2배 계수는 연속된 두 분기의 추정 잡음 분산이 차분 과정에서 합산되기 때문에 발생한다. 즉, RV는 진정한 가치 변동의 분산  $Var(\Delta p_{it})$ 와 추정 잡음 성분  $2 \cdot PUI^2$ 의 합의 제곱근이며, PUI는 그 중에서 추정 잡음 성분이 분리되어 측정되는 지표이다.

까지이며, 총 관측 수는 약 741만 건이다. 각 거래 건에 대해 매매 거래금액(만 원), 전용면적( $m^2$ ), 층수, 건축 연도, 아파트 단지명, 지번 주소(시도+시/구+동+번지), 거래 시점(년, 분기, 월) 정보가 포함되어 있다. 분석 범위는 유의미한 아파트 거래건수가 획득되는 지역으로서 수도권(서울특별시, 인천광역시, 경기도)과 지방 5대 광역시(부산, 대구, 울산, 광주, 대전)로 한정하였다. 경기도 내 일부 지역(강화군, 옹진군, 연천군, 포천시, 가평군, 양평군, 여주시, 동두천시)과 광역시 소속 군 지역(기장군, 달성군, 군위군, 울주군)은 아파트 거래량이 분석에 불충분하여 제외하였다. 최종적으로 93개 시/구가 분석 대상으로 선정되었다.

헤도닉 가격모형에서 단지 고정효과를 사용하기 위해서는 각 거래가 어떤 단지에 속하는지를 정확하게 식별해야 한다. 이를 위해 국토교통부 건축물대장 총괄표제부(2026년 1월 기준) 원시자료를 결합하였다. 결합 키는 지번 주소를 활용하였다. 총괄표제부의 대지위치 필드에서 “번지” 문자열을 제거하면 실거래가 자료의 지번 주소와 동일한 형태가 되어 직접 결합이 가능하다. 결합 과정에서 동일 지번에 복수 건축물이 등재된 경우(예: 같은 대지에 복수 단지가 공존하는 경우)는 거래를 특정 건물에 귀속시킬 수 없으므로 분석에서 제외하였고, 비주거 건축물(세대수=0)도 제외하였다. 최종 결합 매칭률은 80.7%로 나타났으며, 미매칭 건의 주된 원인은 복수 단지 공존 지번의 거래이다. 매칭률은 연도별로 약 80% 내외로 안정적이었다.<sup>4)</sup> 이 과정을 거쳐 약 598만 건의 아파트 거래를 헤도닉 모형 추정기 기초 표본으로 확보하였으며, 이 매칭된 표본의 분기별 거래건수가 유효 거래건수( $N_{it}$ )가 된다.

시/구별 분기 거래량 변수로는 한국부동산원 부동산통계정보시스템(R-ONE)의 (월) 행정구역별 아파트매매거래현황 자료를 사용하여, 월별 거래건수를 분기별로 합산하여 시/구×분기 단위의 공식 거래량 변수( $totalN_{it}$ )를 구축하였다. 실거래가 자료에서 직접 집계한 건수와 달리, 공식 통계는 해제 건 처리 및 전수 포함 여부에서 일관성이 보장되므로 분석 변수로서 더 적합하다.

분석 단위는 시/구( $i$ )×분기( $t$ ) 패널이다. 헤도닉 모형 추정에는 2006년 2025년 전체 기간의 거래 데이터를 사용하였다. 다만, 잔차 표준편차의 이동 구간 추정에 직전 8분기(2년) 윈도우를 사용하므로 초기 연도의 추정값은 불안정하다. 이를 고려하여 이후 패널 모형에 의한 실증 분석 기간은 초기 연도들을 제외하고 2009년 1분기부터로 설정하였다. 2006~2008년은 이동 구간이 안정화되는 시드(seed) 기간으로 활용된 것이다. 분석 단위를 분기로 설정한 이유는, 월별 구성 시 거래건수가 통계적 추정에 불충분할 정도로 적어지는 문제를 피하기 위함이다.

4) 매칭되지 않은 자료는 거래 가격이나 면적 등 관측 가능한 특성에 따른 체계적 선택이 아니라 동일 지번에 복수 건축물이 등재된 경우의 식별 모호성이라는 원인에 기인하므로, 매칭 표본의 특성이 전체 분포로부터 체계적으로 벗어났을 가능성은 제한적이다.

## 2. 헤도닉 가격모형

헤도닉 가격모형은 ① 주택 특성을 통제된 뒤의 분기 고정효과로부터 시/구별 가격지수와 수익률을 추출하여 RV를 산출하기 위해, ② 추정 잔차로부터 가격 잡음의 크기를 측정하여 PUI의 분자를 구성하기 위해 추정한다. 각 시/구별 헤도닉 가격모형은 <식 10>과 같다.

$$\ln P_{jit} = \delta_t + \beta_1 \ln A_j + \beta_2 F_j + \beta_3 F_j^2 + \beta_4 Age_{jt} + \beta_5 Age_{jt}^2 + \alpha_{d(j)} + \epsilon_{jit} \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

여기에서  $P_{jit}$ 는 아파트  $j$ 의 시/구  $i$ , 시점  $t$ 에서의 거래가격(만 원),  $\delta_t$ 는 분기 고정효과로서 시/구별 로그 가격지수,  $A_j$ 는 전용면적( $m^2$ ),  $F_j$ 는 층수,  $Age_{jt}$ 는 경과 연수,  $\alpha_{d(j)}$ 는 주택  $j$ 가 속한 단지  $d$ 의 고정효과(fixed effects),  $\epsilon_{jit}$ 는 잔차이다. 단지 고정효과는 동일 지번 주소와 동일 단지명을 공유하는 거래를 하나의 그룹으로 정의하여, 입지, 브랜드, 조망, 주차 환경 등 관측 불가능한 단지 특성을 통제한다.<sup>5)</sup> 헤도닉 가격모형에서 단지의 평균 용적률 및 단지 규모를 통제하는 것이 중요하나, 본 모형에서는 아파트 단지 고정효과를 통제하므로, 단지의 물리적 특성을 설명하는 변수를 별도로 포함할 필요가 없다. 분기 고정효과는 해당 시/구의 분기별 가격 수준을 나타내며, 분기간 가격 변화율을 통해 가격지수를 추출하는 데 활용된다. 경과 연수의 2차항은 감가상각의 비선형성을, 층수의 2차항은 중간층 프리미엄의 역U자형 패턴을 반영하기 위해 추가되었다. 다수의 고정효과를 효율적으로 추정하기 위해 Stata reghdfe 패키지를 활용하였다.

## 3. 시/구×분기 패널자료 구축

헤도닉 가격모형으로부터의 추정값들 및 R-ONE 공식 거래량 자료를 결합하여 시/구×분기 단위의 패널데이터를 구축하였다. 패널데이터의 주요 변수는 다음과 같다(<표 1>). PUI 계산의 분모는

5) 단지 고정효과는 개별 단지가 갖는 시간불변적 입지, 브랜드, 주거환경, 학군, 교통 접근성 등 관측되지 않은 고정 특성을 통제하기 위한 것이다. 다만 단지 고정효과가 시간에 따라 변화하는 모든 국지적 요인을 완전히 통제하는 것은 아니다. 예컨대 교통망 확충, 학교 신설, 정비사업 기대 변화, 상권 변화 등 특정 단지 또는 생활권에 시기별로 다르게 작용하는 요인은 잔차에 일부 포함될 수 있다. 따라서 본 연구의 잔차 표준편차는 모든 품질 및 입지 요인을 완전히 제거한 후 남은 순수한 무작위 오차라기보다, 단지 고정효과, 주택 특성 및 분기별 평균 가격수준을 통제한 이후에도 개별 거래가격이 해당 지역·분기의 표준적 가격수준으로부터 흩어져 있는 정도로 해석하는 것이 적절하다. 이에 따라 PUI 역시 관측 가격신호의 흩어짐과 거래 희소성이 결합되어 나타나는 가격 정보의 불확실성을 측정하는 지표이며, 관측되지 않은 시간가변적 국지 요인이 일부 반영될 수는 있다.

〈표 1〉 패널 분석 변수의 정의 및 구성

변수	정의
$PUI_{it}(= \hat{\sigma}_{\epsilon it}/\sqrt{N_{it}})$	가격 불확실성 지수
$RV_{it}$	관측 변동성(분기 수익률의 이동 구간 표준편차)
$\hat{\sigma}_{\epsilon it}$	헤도닉 잔차의 이동 구간 표준편차
$N_{it}$	유효 거래건수(헤도닉 추정 표본)
$totaln_{it}$	공식 거래량(R-ONE, 분기 합산)
$r_{it}(= \hat{\delta}_{it} - \hat{\delta}_{it-1})$	분기 수익률

헤도닉 함수 추정 표본의 거래건수  $N_{it}$ 의 제공근을 사용하고, 패널 회귀의 설명변수로서의 거래량은 공식 통계치  $totaln_{it}$ 를 사용한다. 이는 PUI의 분모가 잔차 평활화의 정도를 반영해야 하므로 헤도닉 함수로부터 추정된 거래건수의 제공근이어야 하는 반면, 패널 모형에 투입되는 거래량은 시장 상황을 반영하는 공식 통계가 더 적합하기 때문이다.<sup>6)</sup>

패널 데이터에 대하여 분석의 신뢰성을 확보하기 위해 두 단계의 표본 정제 작업을 진행하였다. 첫째, 유효 거래건수  $N_{it}$ 가 30건 미만인 시/구×분기 관측치를 제외하였다. 제외된 관측치는 전체의 약 2%(125건)으로 나타났다. 둘째, 패널 분석에서 극단값의 과도한 영향을 방지하고자, PUI(×1000), RV, 수익률( $r$ )에 대하여 상하 1% 윈저라이징(winsorizing)을 적용하였다. 표본 정제 후 최종 패널 데이터는 93개 시/구, 68분기의 6,324개 관측치에서 유효 거래 건수 30건 미만인 125개 관측치를 제외하여, 최종 6,199개 관측치로 구성된 비균형 패널(unbalanced panel) 형태로 구성되었다.

#### 4. 패널 모형의 구축

##### 1) 거래량과 변동성의 관계

시/구×분기 패널에서 거래량이 관측 변동성 RV를 구조적으로 설명하는지를 〈식 11〉의 설정을 통해 검증하였다.

$$RV_{it} = \alpha_i + \gamma_i + \beta \cdot f(N_{it}) + X'_{it}\Gamma + u_{it} \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

6)  $N_{it}$ 와  $totaln_{it}$ 간 상관계수는 0.9197로 나타나, 두 변수의 출처 차이가 본 연구의 분석 결과에 미치는 실질적 영향은 제한적이라 판단된다.

여기에서  $\alpha_i$ 는 시/구 고정효과,  $\gamma_t$ 는 분기 고정효과,  $f(N_{it})$ 은 로그( $\ln$ )[모형 1] 또는 역수( $1/N$ ) 변환모형 2이다. 시/구 고정효과는 지역의 시불변적 구조 차이(도시 규모, 시장 특성 등)를, 분기 고정효과는 전국 공통의 거시경제 추세(금리, 경기 순환 등)를 통제한다. 따라서  $\beta$ 는 같은 시/구 내에서 거래량이 시간에 따라 변할 때 변동성이 어떻게 반응하는지를 식별한다. 또한 <식 11>에 잔차 표준편차  $\hat{\sigma}_{\epsilon it}$ 를 설명변수로 추가한 모형([모형 3])을 별도로 추정하여, 거래량 외에 가격 잡음도 RV를 설명하는지를 확인하였다. 모든 패널 회귀에서 시/구 군집 표준오차(clustered standard errors)를 적용하였다.

## 2) Price Uncertainty Index의 설명력 검증

기존 RV를 통제한 뒤에도 PUI가 미래 변수에 대해 추가적 설명 정보를 담고 있는지 검증하였다.<sup>7)</sup> 여기에서는 두 가지 목표변수를 사용하였다. 첫째 목표변수는 미래 가격변동이다.  $h$  분기 후 절대수익률  $|r_{i,t+h}|$ 을 RV만으로 설명한 모형(<식 12>)과 RV 및 PUI로 설명한 모형(<식 13>)을 비교하였다.<sup>8)</sup>

$$|r_{i,t+h}| = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 RV_{it} + u_{i,t+h} \quad \langle \text{식 12} \rangle$$

$$|r_{i,t+h}| = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 RV_{it} + \beta_2 PUI_{it} + u_{i,t+h} \quad \langle \text{식 13} \rangle$$

$h = 1, 2$ (단기, 중기),  $4$ (장기)에 대해 추정하여, PUI의 계수  $\beta_2$ 가 유의하고 within  $R^2$ 가 증가하면 PUI가 RV에 없는 정보를 담고 있다고 결론내릴 수 있다.

둘째 목표변수는 미래 거래량 변화이다. PUI가 높다는 것은 가격 신호가 거칠다는 뜻이며, 이것이 시장 참여자의 행태에 영향을 미친다면 향후 거래량 변화를 선행할 수 있다.  $h = 1, 2$ (단기, 중기)에 대하여 <식 14>를 추정하였다.

$$\Delta \ln N_{i,t+h} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 RV_{it} + \beta_2 PUI_{it} + u_{i,t+h} \quad \langle \text{식 14} \rangle$$

7) 본 절의 설명력 검증은 PUI가 미래 가격이나 거래량을 인과적으로 결정한다는 가설을 입증하기 위한 것이 아니라, PUI가 RV에 없는 정보를 담고 있는지 확인하는 검증 절차이다. 따라서 단독 모형이 아닌 「RV 단독 vs RV+PUI」 비교 구조를 사용하며, 판단 기준은 PUI 계수의 유의성과 결정계수의 증가이다. 또한 PUI가 미래 거래량 변화를 설명하는 결과는 거래량의 평균 회귀 과정을 PUI가 포착함을 의미하며, 이는 거래 회소성이 극단적인 시기를 선행적으로 식별하는 측정상의 유용성으로 해석된다.

8) 절대수익률이 아니라 수익률을 그대로 쓰면 양수(상승)와 음수(하락)가 상쇄되어, 가격이 얼마나 크게 움직였는가를 측정할 수 없다. 설명하고 싶은 것은 미래에 가격이 오를지, 내릴지가 아니라 미래에 가격이 얼마나 크게 변동할지(즉, 미래 가격 변동의 크기)이다.

### 3) 호황기·경색기 비대칭 분석

호황기·경색기 비대칭 분석의 목적은 거래량이 변동성에 미치는 영향이 시장 국면에 따라 다른지를 검증하는 것이다. 앞의 이론적 논의에서 도출된 피드백 구조에 의하면, 거래가 이미 부족한 상태에서 추가적인 거래 감소는 가격 신호의 질을 급격히 악화시키지만, 거래가 충분한 상태에서는 추가 거래가 가격 신호의 질에 미치는 추가적 기여는 크지 않을 수 있다. 만약 이러한 비대칭성이 실증적으로 확인된다면, 이는 두 가지 중요한 함의를 갖는다. 첫째, 동일한 강도의 거래 억제 정책이라 하더라도 시장이 호황기인지 경색기인지에 따라 변동성에 미치는 영향이 상이하므로, 거래 규제의 강도와 시행 시점을 시장 국면에 연동하는 정책 설계<sup>9)</sup>가 필요하다. 둘째, 이 비대칭적 반응이 RV보다 PUI에서 더 뚜렷하게 나타난다면, PUI가 거래 구조의 변화에 더 민감한 지표임을 추가적으로 입증하는 증거가 된다.

호황기와 경색기의 구분을 위해 다음과 세 가지 기준을 적용하고 결과의 강건성을 비교하였다. [방법 1]은 해당 시/구의 해당 분기 공식 거래량이 직전 분기보다 증가하면 호황기, 감소하면 경색기로 분류하는 것이다. 가장 직관적인 기준이지만, 계절성을 반영하지 못한다는 한계가 있다. 통상 1분기는 거래가 적고 2~3분기는 많으므로, 단순 전분기 증감이 계절 패턴을 호황 또는 경색으로 오분류할 수 있다.

[방법 2]는 각 분기의 전국 중위 거래량을 산출한 뒤, 해당 시/구의 거래량이 이 중위값을 초과하면 호황기, 이하이면 경색기로 분류하는 것이다. 동일 분기 내에서의 상대적 위치로 판단하므로 [방법 1]의 계절성 문제를 완화할 수 있다. 다만 시/구 간 시장 규모 차이를 반영하지 못하여, 대규모 시/구는 대부분 호황기로, 소규모 시/구는 대부분 경색기로 분류되는 경향이 있다.

[방법 3]은 해당 시/구의 전체 분석 기간 평균 거래량을 기준으로, 이를 초과하는 분기를 호황기, 이하인 분기를 경색기로 분류하는 것이다. 시/구 고유의 시장 규모를 기준으로 삼으므로 지역 간 규모 차이와 계절성을 동시에 통제할 수 있다.

이러한 방법들에 대하여 <식 11>의 종속변수를 RV와 PUI로 각각 대체하여 별도로 추정하였다. 검증하고자 하는 대상은 두 가지이다. 첫째, 경색기의 거래량 계수 절대값이 호황기보다 큰지, 둘째, 이 비대칭성이 RV보다 PUI에서 더 뚜렷한지 여부이다.

9) 거래를 억제하는 정책(양도세 증과, LTV·DTI 강화, 다주택자 주택 추가 취득 제한 등)의 시행 시점과 강도를 시장 국면에 따라 차등화하는 정책 설계를 의미한다. 구체적으로, 거래가 활발한 호황기에는 이러한 규제를 강화하더라도 변동성에 미치는 부작용이 크지 않지만, 거래가 이미 위축된 경색기에는 동일한 규제가 가격 신호의 질을 급격히 악화시킬 수 있다. 다만 이는 거래 억제 정책의 본래 목표와 정보 효율성 비용을 함께 고려하여 차등 적용의 가능성을 시사하는 것이며, 어떤 단일 방향의 정책 처방으로 편향되는 것이 옳다는 의미는 아니다.

## V. 실증 분석 결과

### 1. 기술 통계

〈표 2〉는 원저라이징을 통해 정제된 표본의 주요 변수에 대한 기술 통계를 나타낸 것이다. 최종 표본은 93개 시/구, 68분기(2009년 1분기~2025년 4분기)의 6,199개 시/구×분기 관측치로 구성되었다. PUI(×1000)는 평균 5.422, 중위값 4.340으로 오른쪽 꼬리가 긴 분포를 보이고 있다(왜도 1.86).<sup>10)</sup> 이는 소규모 시/구에서 거래가 적은 분기에 PUI가 크게 상승하는 특성을 반영하는 것으로 사료된다. 잔차 표준편차( $\hat{\sigma}_\epsilon$ )는 평균 0.111, 표준편차 0.028로 비교적 안정적인 분포를 보이는데, 이는 PUI의 변동이 분모(거래건수)에 주로 기인함을 나타낸다.

다음으로 PUI와 RV의 상관관계를 검토하였다(〈표 3〉). PUI와 RV의 상관계수는 0.3819로, 두 지표가 약 62% 수준에서 독립적 정보를 담고 있음을 보여준다. 이는 PUI가 RV에 없는 차별적 정보를 포함하고 있을 가능성을 시사하며, 새로운 지표를 구축하는 근거가 된다. PUI와 거래량의 상관은 -0.566로, RV와 거래량의 상관(-0.163)보다 약 3.5배 강하다. PUI가 거래 구조의 변화에 RV보다 훨씬 민감하게 반응하는 지표임을 확인할 수 있다.

〈표 2〉 패널 모형 변수의 기술 통계

변수	평균	표준편차	중위값	5백분위수	95백분위수
PUI(×1000)	5.422	3.402	4.340	2.139	12.538
RV	0.038	0.028	0.030	0.010	0.096
$\hat{\sigma}_\epsilon$	0.111	0.028	0.107	0.075	0.162
$N_{it}$	814	833	585	90	2,288
total $n_{it}$	1,061	941	801	164	2,844
$r_{it}$	0.012	0.043	0.011	-0.052	0.081

10) PUI는 헤도닉 잔차 표준편차를 거래건수 제곱근으로 나눈 값이므로 실제 값의 크기가 매우 작게 나타난다. 따라서 이후 기술통계표와 회귀분석표에서는 해석과 가독성을 높이기 위해 PUI에 1,000을 곱한 PUI(×1000)를 보고하였다. 이는 단순한 단위 변환에 불과하므로 변수의 순위, 상관관계, 통계적 유의성 및 실증 결과의 해석에는 영향을 미치지 않는다. 표에 제시된 PUI(×1000)의 값을 원지수 기준으로 해석하려면 해당 값을 1,000으로 나누면 된다.

〈표 3〉 PUI와 RV 간 상관관계

	PUI(×1000)	RV	totaln <sub>it</sub>
PUI(×1000)	1.0000		
RV	0.3819	1.0000	
totaln <sub>it</sub>	-0.5664	-0.1630	1.0000

PUI, price uncertainty index; RV, realized volatility.

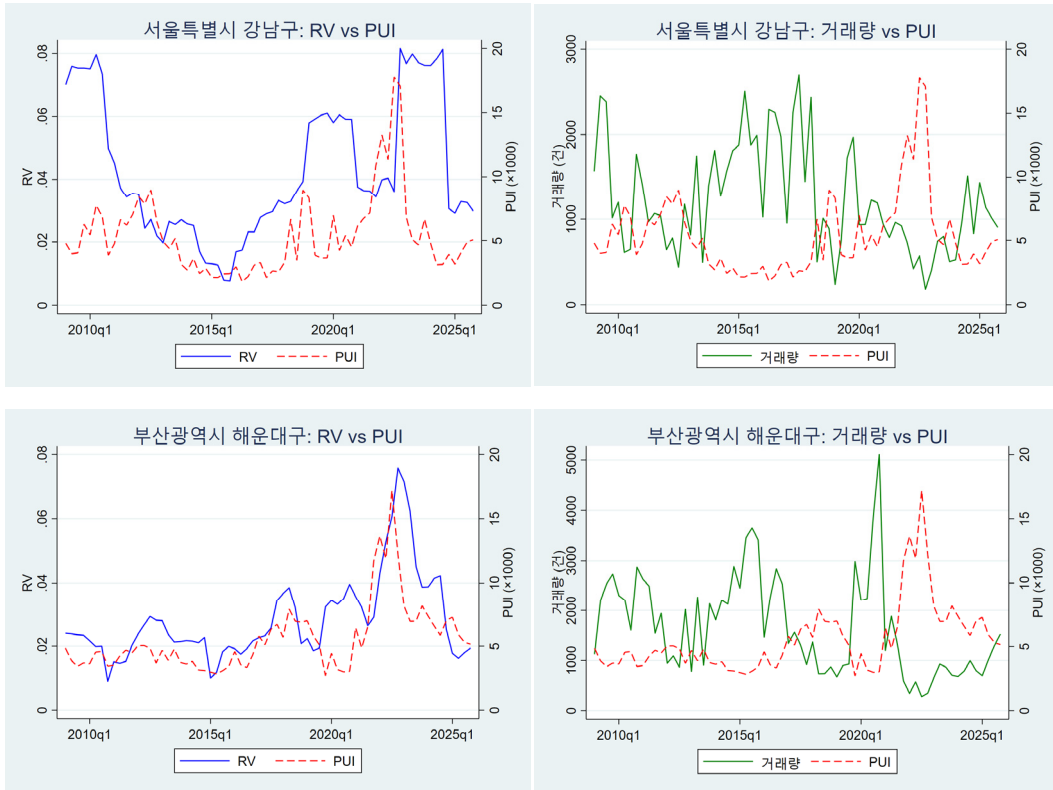
## 2. Realized Volatility와 Price Uncertainty Index의 시계열 비교

〈그림 1〉은 대표적인 시/구에서 RV와 PUI의 시계열을 비교한 것이다. 시계열 그래프에서 다음과 같은 세 가지 특징이 발견되었다. 첫째, RV와 PUI가 갈라지는 구간이 분명하게 존재한다. 서울 강남구의 경우 2010~2012년 기간에 RV는 높지만(0.07~0.08) PUI는 그보다 상당히 낮은 값(4~7)을 형성하고 있다. 또한 2024~2025년에도 RV는 0.08 수준의 높은 값을 유지하는 반면 PUI는 3~5 수준으로 낮아져 있어, 두 지표의 갈라짐이 다시 두드러진다. 이 시기는 거래가 활발하여 가격 신호의 질이 양호했으나(낮은 PUI), 가격 자체는 크게 변동하던 구간이다(높은 RV). RV만으로는 변동성이 큰 시장으로 판단되지만, PUI로 보면 정보가 충분한 구간이었다.

둘째, 2022년 전후 거래 절벽 시기<sup>11)</sup>에 두 지표가 동시에 급등하며 동조화된다. 이 시기는 가격도 크게 변동하고(RV 상승), 동시에 거래 부족으로 가격 신호의 질도 나빠진(PUI 상승) 이중의 불확실성 구간이다. 이러한 이중 불확실성 구간에서는 기존의 RV만으로 시장 상황을 진단할 경우, 변동성 상승의 원인이 가치 변동인지 거래 부족인지를 구분할 수 없다.

셋째, 서울 강남구, 부산 해운대구의 [거래량 vs PUI] 그래프에서 거래량과 PUI가 반대로 움직인다. 거래량이 급감하는 분기에 PUI가 치솟고, 거래가 급증하면 PUI가 바닥으로 내려간다. 이 패턴은 PUI의 분모인 거래건수가 PUI의 단기 변동을 지배하고 있음을 시각적으로 보여주고 있다. 특히 2022년 거래 절벽기에 PUI가 두 지역에서 모두 17 수준까지 급등하는 매우 강한 동조 패턴이 관찰되

11) 2022년 거래 절벽의 주된 원인은 세 가지로 요약된다. 첫째, 금리 급등이다. 한국은행이 2021년 8월 0.50%였던 기준금리를 2022년 말 3.25%, 2023년 초 3.50%까지 인상하였다. 주택담보대출 금리가 연 2%대에서 6%~7%대로 급등하면서 매수자의 구매력이 급격히 위축되었다. 둘째, 누적된 규제의 영향이다. 다주택자 양도세 증가, LTV·DTI 강화, 종합부동산세 인상 등이 2017년부터 누적적으로 시행되어 매도·매수 양측의 거래 유인을 억제하고 있었다. 특히 양도세 증가로 다주택자가 매도를 유보하는 잠김 효과(lock-in effect)가 강하게 작용하였다. 셋째, 가격 급등 이후의 심리 반전이다. 2020~2021년 유동성 장세에서 서울 아파트 가격이 40%~50% 급등한 뒤, 금리 인상과 함께 가격 하락 기대가 형성되면서 매수자는 관망하고 매도자는 고점 가격을 고수하여 호가 갭이 확대되었다. 매수·매도 간 가격 괴리가 커지면서 거래 성사 자체가 어려워진 것이다.



RV, realized volatility; PUI, price uncertainty index.

〈그림 1〉 RV와 PUI의 시계열 비교

며, 2018년 전후에도 거래량 감소와 함께 PUI가 부분적으로 상승하는 양상이 동일한 메커니즘의 약한 발현으로 해석된다.

첫 번째 특징과 두 번째 특징을 결합하면, PUI의 유용성이 명확해진다. 2010~2012년 시기처럼 RV는 높지만 PUI가 낮은 구간에서, RV만 관찰하면 변동성이 큰 시장으로 판단되지만, PUI를 함께 보면 거래가 활발하여 가격 정보는 충분하나 가치 자체가 크게 움직이는 시장으로 진단이 달라진다. 반대로 검색기에 RV는 낮지만 PUI만 높은 구간이 나타난다면, 이는 가격이 안정적으로 보이지만 실제로는 거래 부족으로 가격 정보 자체를 신뢰할 수 없는 시장이다. RV만으로는 이러한 상황을 포착할 수 없다. 2022년과 같이 두 지표가 동조화되는 것은 가치 변동과 거래 부족이 동시에 작용하는 위기 국면의 특수한 경우이며, 평상시에는 두 지표가 갈라지는 것이 오히려 일반적이다. PUI의 유용성은 이처럼 두 지표가 갈라지는 구간에서 발휘되며, RV와 PUI를 병행하여 관찰할 때 관측 변동성의 요인을 온전히 식별할 수 있다.

### 3. 패널 회귀: 거래량과 변동성의 관계

〈표 4〉는 시/구×분기 고정효과 패널 모형에서 거래량이 관측 변동성(RV)을 설명하는지를 검증한 결과이다. [모형 1]에서 거래량의 로그값( $\ln N$ )의 계수는  $-0.0043$ 으로 1% 수준에서 유의하다. 거래가 많아지면 변동성이 줄어든다는 전망<sup>12)</sup>과 일치한다. [모형 2]에서 거래량의 역수( $1/N$ ) 역시 유의한 양의 계수를 보이고 있다.<sup>13)</sup> 더 중요한 결과는 [모형 3]이 담고 있다. 잔차 표준편차( $\hat{\sigma}_\epsilon$ )를 추가하면 Within  $R^2$ 가 0.404에서 0.553으로 증가한다. 동시에 거래량( $\ln N$ )의 계수가 0.0007로 줄어들며 유의성이 완전히 사라진다. 이는 거래량이 RV에 기여하는 변동의 상당 부분이 가격 잡음( $\hat{\sigma}_\epsilon$ )의 시변성에 의해 흡수됨을 의미한다. PUI는 가격 잡음  $\hat{\sigma}_\epsilon$ 을 분자에 담고 있다. 결국, PUI는 RV의 변동을 유발하는 성분을 포함하고 있다는 것이다.

〈표 4〉 거래량과 관측 변동성(RV) 패널 회귀 분석 결과

변수/통계량	모형 1	모형 2	모형 3
$\ln N_{it}$	$-0.0043^{**}$ (0.0015)		0.0007 (0.0012)
$1/N_{it}$		$0.696^*$ (0.349)	
$\hat{\sigma}_{\epsilon it}$			$0.485^{***}$ (0.054)
시/구 고정효과	○	○	○
분기 고정효과	○	○	○
Within $R^2$	0.404	0.402	0.553
N	6,199	6,199	6,199

주: 종속변수=RV. 괄호 안은 시/구 군집 표준오차. \*  $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$  \*\*\*  $p < 0.001$ .  
RV, realized volatility.

- 12) 본 연구의 RV는 동일 시점·동일 지역의 개별 거래 가격이 평균에서 떨어진 정도(횡단면 분산)가 아니라, 분기별로 추정된 가격지수의 시계열 변동을 측정하는 지표이다. 분기 가격지수는 해당 분기 거래로부터 추정된 평균 추정량이므로, 표본 평균의 표준오차가 표본 크기의 제곱근에 반비례한다는 성질에 따라 거래량이 클수록 추정이 정밀해지고, 그 결과 시계열 변동에 섞여 있던 추정 잡음 성분이 줄어드는 경향이 있다. 따라서 거래량과 RV의 음의 관계는 모집단 가격 분산 자체가 거래량에 따라 변한다는 의미가 아니라, 거래량 증가가 가격지수 추정 정밀도를 높여 관측되는 시계열 변동에서 추정 잡음 성분을 축소시킨다는 의미로 이해할 수 있다.
- 13) [모형 1]의 로그 변환은 거래량-변동성의 일반적 단조 관계를 점검하기 위한 것이며, [모형 2]의 역수 변환은 식 (4)에서 도출된 가격지수 추정 분산의  $1/N$  비례 구조에 부합하는 함수 형태로, 거래량 부족이 가격 신호의 불확실성을 비선형적으로 확대하는지를 확인하는 역할을 한다.

## 4. Price Uncertainty Index의 설명력 검증

### 1) 미래 가격변동 설명력

〈표 5〉는 RV만으로 미래 절대수익률을 설명한 모형과 PUI를 추가한 모형을 비교한 결과이다. 세 가지 시계 모두에서 PUI는 통계적으로 유의한 음(-)의 계수를 보인다. 1분기 후에서 PUI의 계수는 -0.0013으로 유의수준 0.1%에서 매우 유의하며, 2분기 후 -0.0008, 4분기 후 -0.0009로 모두 유의수준 5%에서 유의하다. PUI가 높으면 이후 분기의 가격변동이 오히려 작아진다는 일관된 패턴이 관찰되는데, 이는 PUI가 높은 시기(거래가 부족한 시기)에는 가격을 크게 움직일 거래 자체가 부족하기 때문으로 해석된다. PUI의 음(-)의 계수가 단기뿐 아니라 중기·장기에서도 유지된다는 점은 거래 희소성이 가격 신호의 질을 악화시키는 효과가 단순한 단기 변동이 아니라 비교적 지속적인 영향임을 시사한다. 다만 PUI의 주된 기여는 가격변동 설명보다는 다음 〈표 6〉에 기술된 미래 거래량의 설명에서 더 뚜렷하게 나타난다.

RV의 시간 구조는 다음과 같이 해석된다. h=1에서 양의 계수(0.140)는 현재 가격이 크게 움직이는 시/구에서 다음 분기에도 큰 가격 움직임이 이어지는 지속성을 의미한다. 한편 h=4에서는 음의 계수(-0.031)가 관찰되나  $p=0.147$ 로 통계적으로 유의하지 않아 1년 시계의 패턴에 대해 단정적으로 해석하기는 어렵다. 다만 h=1에서의 지속성 효과가 중기 이상으로 강하게 이어지지 않는다는 점은 단기적 가격변동 급등에 과도하게 반응하는 정책 개입이 불필요할 수 있음을 시사한다.

〈표 5〉 미래 가격변동의 설명: RV 단독 vs RV+PUI

변수/통계량	h=1 RV만	h=1 RV+PUI	h=2 RV만	h=2 RV+PUI	h=4 RV만	h=4 RV+PUI
RV	0.140** (0.024)	0.180*** (0.027)	0.026 (0.025)	0.049 (0.030)	-0.031 (0.021)	-0.006 (0.025)
PUI		-0.0013*** (0.0003)		-0.0008* (0.0004)		-0.0009* (0.0004)
Within $R^2$	0.283	0.289	0.272	0.274	0.276	0.279
N	6,106	6,106	6,014	6,014	5,830	5,830

주: 종속변수는  $|r_{it+h}|$ . 시/구·분기 고정효과 포함. 괄호 안은 시/구 군집 표준오차. \*  $p<0.05$ , \*\*\*  $p<0.001$ .

RV, realized volatility; PUI, price uncertainty index.

〈표 6〉 미래 거래량의 설명: RV 단독 vs RV+PUI

변수/통계량	h=1 RV만	h=1 RV+PUI	h=2 RV만	h=2 RV+PUI
RV	-0.373** (0.130)	-0.858*** (0.172)	-0.216 (0.222)	-1.422*** (0.334)
PUI		0.0165*** (0.0016)		0.0411*** (0.0040)
Within $R^2$	0.616	0.620	0.569	0.589
N	6,106	6,106	6,014	6,014

주: 종속변수는  $\Delta \ln N_{it+h}$ . 시/구·분기 고정효과 포함. 괄호 안은 시/구 군집 표준오차. \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

RV, realized volatility; PUI, price uncertainty index.

## 2) 미래 거래량 설명

〈표 6〉은 RV와 PUI가 미래 거래량 변화를 설명하는지를 검증한 결과이다. PUI의 계수가 1분기 후 0.0165, 2분기 후 0.0411로 모두 유의수준 0.1%에서 매우 강하게 유의하였다. PUI가 높은 시/구에서 이후 거래량이 회복되는 패턴이며, 이는 거래가 위축되어 PUI가 높아진 시/구에서 시장이 정상 수준으로 회귀하는 동학을 PUI가 포착하고 있음을 시사한다. RV만으로는 2분기 후 거래량 변화를 설명하지 못하지만(-0.216,  $p=0.331$ ), PUI를 추가하면 RV도 유의수준 0.1%에서 강하게 유의해지며(계수 -1.422\*\*\*),  $R^2$ 가 0.569에서 0.589로 증가한다. PUI가 임계 수준<sup>14)</sup>을 넘어서는 시/구는 현재 가격 정보의 질이 낮아 정상화가 필요한 시장으로 판단할 수 있다.

## 5. 호황기·경색기 비대칭 분석

본 절은 세 번째 연구문제에서 명시한 두 가지 질문, ① 거래량-변동성 관계의 호황기·경색기 비대칭성, ② 이러한 비대칭적 반응이 RV와 PUI에서 어떻게 다르게 나타나는가에 답하기 위한 분석이다. 이에 따라 종속변수로 RV와 PUI를 각각 사용하여 두 지표가 거래량 변화에 어떻게 다르게 반응하는지를 비교한다. 세 가지 국면 구분 방법에 따른 호황기·경색기 표본 구성은 〈표 7〉과 같다.<sup>15)</sup> 모든 방법에

14) 본 연구는 이러한 PUI의 임계 수준에 대한 객관적 기준을 제시하지는 않는다. 다만 〈표 2〉에 나타난 바와 같이 PUI( $\times 1000$ )의 95백분위수가 12.538이므로, 이를 초과하는 시/구 $\times$ 분기는 전체 관측치 중 가격 정보의 질이 가장 낮은 상위 5%에 해당한다. 예컨대 가격 정보의 질이 가장 낮은 5%의 시장을 모니터링 대상으로 삼고자 한다면, PUI( $\times 1000$ )의 임계 수준을 12.538로 설정할 수 있을 것이다.

〈표 7〉 국면 구분 방법별 호황기·경색기 표본 구성

국면 구분 방법	그룹	N	평균 거래량	평균 PUI (×1000)	평균 RV
방법 1: 전분기 증감	경색기	2,924	892.8	5.953	0.038
	호황기	3,182	1,224.3	4.888	0.038
방법 2: 전국 분기 중위	경색기	3,113	492.6	7.060	0.039
	호황기	3,086	1,633.7	3.770	0.037
방법 3: 시/구별 장기 평균	경색기	3,454	697.7	6.579	0.043
	호황기	2,745	1,517.4	3.966	0.033

주: 방법 1의 N=6,106인 것은 시/구별 첫 분기 관측치가 전분기 차분 계산 과정에서 손실되었기 때문이다. 방법 2와 3의 N=6,199로 전체 표본과 일치한다.

PUI, price uncertainty index; RV, realized volatility.

서 호황기는 거래량이 많고 PUI가 현저히 낮은 공통 패턴을 보여, PUI의 개념이 국면 구분과 일관되게 작동함을 확인할 수 있다. 다만 세 방법은 호황기와 경색기의 분류 양상이 상이하다.

[방법 1] (전분기 증감)은 호황기와 경색기 평균 거래량의 차이가 약 1.4배(1,224 vs 893)로 가장 작다. 이는 계절성 패턴이 호황/경색 분류에 일부 흡수되어 거래량 차이를 좁히는 경향이 있음을 시사한다. [방법 2] (전국 중위)는 호황기 평균 거래량이 경색기의 약 3.3배(1,634 vs 493)에 달하여, 대규모 시/구가 체계적으로 호황기로, 소규모 시/구가 경색기로 분류되는 경향이 정량적으로 확인된다. [방법 3] (시/구 평균)은 호황기와 경색기 평균 거래량 차이가 약 2.2배(1,517 vs 698)로 중간 수준이며, 시/구 간 규모 차이는 통제되고 시/구 내 시간 변동만이 분류에 반영된다는 점에서 세 방법 중 가장 균형 잡힌 분류로 평가할 수 있다.

한편 RV의 평균값은 세 방법 모두에서 호황기와 경색기 간 차이가 미미하거나 거의 없는 반면([방법 1, 2]에서는 차이 없음, [방법 3]에서만 0.043 vs 0.033으로 약간 차이), PUI는 모든 방법에서 호황기와 경색기 간 약 18%~47% 수준의 차이를 보인다. 이는 PUI가 RV보다 거래 구조의 변화에 민감하게 반응하는 지표라는 본 연구의 주장이 표본 평균 수준에서 일부 드러나는 것으로 보인다.

15) 본 연구에서 호황기와 경색기는 주택가격의 상승기와 하락기를 의미하는 것이 아니라, 거래량을 기준으로 정의한 거래 유동성 확대기와 거래 유동성 경색기를 의미한다. 이는 본 연구의 관심이 가격 순환 자체가 아니라 거래 희소성이 가격 신호의 정밀도에 미치는 영향에 있기 때문이다. 따라서 본 연구의 비대칭 분석 결과는 가격 상승기와 하락기 사이의 비대칭성이 아니라, 거래 유동성 확대기와 경색기 사이의 비대칭성으로 해석하는 것이 적절하다. 다만 PUI는 거래건수를 분모로 포함하는 지표이므로, 거래량 기준의 국면 구분이 경색기에서 PUI의 거래량 민감도를 상대적으로 강화할 가능성이 있다. 이에 본 연구는 전분기 대비 거래량 증감, 동일 분기 전국 중위 거래량, 해당 시/구 평균 거래량이라는 세 가지 기준을 병행하여 특정 기준에 대한 의존성을 완화하고자 하였다.

〈표 8〉은 호황기와 경색기를 구분하여 거래량이 RV와 PUI에 미치는 영향의 비대칭성을 분석한 결과이다. 세 가지 국면 구분 기준 모두에서 PUI에 대해서는 일관된 비대칭성이 확인되었으며, RV에 대해서는 개별 계수의 유의성 패턴은 유사하나 동일성 검정에서 그 비대칭성의 통계적 견고성은 제한적임이 드러난다. 첫째, RV를 종속변수로 한 모형에서 호황기 거래량 계수는 세 가지 방법 모두에서 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 반면, 경색기에서는 유의한 음의 계수가 나타난다. 이는 분리 추정에서 보면 거래가 충분한 시기에는 추가적인 거래가 관측 변동성에 영향을 미치지 않고 거래가 부족해질 때 거래량과 변동성의 관계가 나타나는 것으로 보이지만, 동일성 검정에서 그 비대칭이 통계적으로 강하게 입증되지는 않는다는 점에 유의해야 한다. 특히 [방법 3]에서 호황기 계수가 통계적으로 유의미하지 않아 사실상 0이라는 결과는, 거래가 시/구 고유의 장기 평균을 상회하는 상태에서는 거래량의 변화가 변동성에 미치는 추가적인 기여점이 매우 제한적임을 보여준다.

둘째, PUI를 종속변수로 설정한 모형에서는 RV 모형과는 양상이 뚜렷하게 다르다. 호황기에서도 거래량 계수가 세 가지 방법 모두에서 강하게 유의하며, 경색기에서는 그 절대값이 더욱 커진다는 것을 확인할 수 있다. 즉, PUI는 시장 국면과 무관하게 거래량 변화에 민감하게 반응하되, 경색기에서 그 민감도가 증폭되는 패턴을 보이고 있다.

두 지표의 차이는 호황기와 경색기 계수의 동일성 검정에서 더욱 명확히 드러난다(〈표 9〉). PUI를

〈표 8〉 호황기·경색기 비대칭 분석:  $\ln(N)$ 의 계수

	방법 1: 전분기 증감		방법 2: 전국 중위		방법 3: 시/구 평균	
	호황기	경색기	호황기	경색기	호황기	경색기
종속변수: RV						
$\ln N$	-0.003 (0.0017)	-0.007*** (0.0020)	-0.004 (0.0023)	-0.005* (0.0024)	-0.001 (0.0015)	-0.006* (0.0026)
Within $R^2$	0.442	0.407	0.477	0.357	0.403	0.408
N	3,182	2,924	3,086	3,113	2,745	3,454
종속변수: PUI(×1000)						
$\ln N$	-2.919*** (0.199)	-3.941*** (0.239)	-2.044*** (0.139)	-4.516*** (0.354)	-2.100*** (0.147)	-4.271*** (0.342)
Within $R^2$	0.624	0.725	0.714	0.717	0.307	0.67
N	3,182	2,924	3,086	3,113	2,745	3,454

주: 1) 시/구-분기 고정효과 포함. 괄호 안은 시/구 군집 표준오차. \*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

2) 방법 1: 전분기 대비 거래량 증감, 방법 2: 전국 분기별 중위 거래량 대비, 방법 3: 시/구별 장기 평균 대비.

RV, realized volatility; PUI, price uncertainty index.

〈표 9〉 호황기·경색기 거래량 계수 동일성 검정

	방법 1: 전분기 증감	방법 2: 전국 중위	방법 3: 시/구 평균
종속변수: RV			
$\beta$ (호황기)	-0.0027(0.0017)	-0.0045(0.0023)	-0.0008(0.0015)
$\beta$ (경색기)	-0.0073(0.0020)	-0.0054(0.0024)	-0.0064(0.0026)
z 통계량	1.77	0.29	1.85
p-value	0.077	0.770	0.064
종속변수: PUI( $\times 1000$ )			
$\beta$ (호황기)	-2.9190(0.1992)	-2.0438(0.1394)	-2.0995(0.1475)
$\beta$ (경색기)	-3.9411(0.2394)	-4.5162(0.3540)	-4.2711(0.3424)
z 통계량	3.28**	6.50***	5.83***
p-value	0.001	<0.001	<0.001

주: 괄호 안은 표준오차. \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

RV, realized volatility; PUI, price uncertainty index.

종속변수로 한 모형에서는 세 가지 국면 구분 방법 모두에서 호황기와 경색기 계수의 차이가 최소 1% 이상의 수준에서 강하게 유의한 것으로 나타나([방법 1]:  $z=3.28$ ,  $p=0.001$ ; [방법 2]:  $z=6.50$ ,  $p < 0.001$ ; [방법 3]:  $z=5.83$ ,  $p < 0.001$ ), PUI의 비대칭성이 통계적으로 견고함이 확인되었다. 반면 RV를 종속변수로 한 모형에서는 세 방법 모두에서 호황기·경색기 계수 차이가 5% 수준의 유의성에 도달하지 못하여, RV의 비대칭성은 분리 추정에서 한 계수만 유의한 것처럼 보이지만 두 계수의 차이 자체는 통계적으로 강하게 입증되지 않음이 확인되었다. 이는 RV가 거래 구조의 변화를 경색기라는 극단적 국면에서 부분적으로 반영하는 것처럼 보이나 그 비대칭성이 통계적으로 견고하지는 않은 반면, PUI는 어떤 국면에서든 거래 구조의 변화를 일관되게 포착하며 그 비대칭성이 통계적으로 매우 강하게 입증되는 지표임을 보여준다.

## VI. 결론

### 1. 연구 요약

주택가격 변동성을 측정하는 기존의 지표는 가치의 실제 변동과 거래 희소성에서 오는 표본 잡음을 구분하지 못한다. 주택은 주식이나 채권과 달리 가격이 거래 시점에만 관측되므로, 거래가 부족한

시장에서는 동일한 가치 변동에서도 더 거친 가격 신호가 나타난다. 본 연구는 이 문제에 주목하여, 거래 구조가 관측 변동성에 내생적으로 기여하는 메커니즘을 이론적으로 전개하고, 이를 직접 측정하는 새로운 지표인 거래량 기반 가격 불확실성 지수를 구축하였다.

실증 분석 결과, PUI와 기존 관측 변동성(RV)의 상관관계는 0.38에 불과하여 두 지표가 상당히 다른 정보를 담고 있음을 확인하였다. 거래량-변동성 관계는 가격잡음의 시변성을 경유하여 작동하며, PUI는 RV가 포착하지 못하는 미래 거래량 변화를 강하게 설명하였으며, 미래 가격 변동에 대해서도 단기·중기·장기에 걸쳐 일관되게 추가 설명력을 가짐을 확인하였다. 호황기·경색기 비대칭 분석에서는, 거래가 충분한 시기에 추가 거래가 변동성에 영향을 주지 않지만 거래가 부족해지면 변동성 증폭효과가 강하게 나타남을 확인하였으며, 이 비대칭성은 RV에서는 동일성 검정 기준으로 통계적 견고성이 제한적이었던 반면 PUI에서는 모든 국면 구분 방법에 걸쳐 강하고 유의하게 관찰되었다.

## 2. 연구의 시사점

### 1) 주택시장에 제공하는 시사점

본 연구의 결과는 주택시장 참여자에게 실질적 시사점을 제공한다. PUI는 주택시장 분석 기관에게 관측 변동성의 해석을 정교화하는 도구로 활용될 수 있다. 같은 수준의 RV라 하더라도, PUI가 높으면 거래가 적어서 거칠게 보이는 것이고, PUI가 낮으면 실제로 가치가 흔들리는 것이다. 이 구분은 시장 평가의 불확실성 범위를 설정하거나, 시장 보고서에서 변동성의 원인을 진단하는 데 활용될 수 있다. 지금까지는 변동성이 크면 일률적으로 위험한 시장으로 분류되었지만, 실제로는 정보가 부족한 시장과 가치 변동이 실제로 큰 시장을 구분하여 의사결정의 질을 높일 수 있다. 투자자에게 PUI는 시장 진입 시점의 판단에 대해 유용한 정보를 제공할 수 있다. 본 연구에서 PUI가 높은 지역 주택시장에서 이후 거래량이 회복되는 패턴이 확인되었는데, 이는 PUI가 시장 경색의 정점을 선행적으로 포착하는 지표로 기능할 수 있음을 의미한다. PUI가 극단적으로 높아진 시점은 가격 정보의 신뢰도가 낮아 매수·매도 판단이 어려운 시기이지만, 동시에 경색이 곧 완화될 가능성이 있는 시기이기도 하다. 투자자는 RV만 보았을 때와 PUI를 함께 보았을 때 시장 상황에 대한 판단을 달리할 수 있다. 금융기관에게, PUI는 주택담보대출의 담보가치 평가와 리스크 관리에 대한 시사점을 제공한다. 거래가 뜸한 지역의 주택에 대한 담보가치 평가는 본질적으로 불확실성이 크며, PUI는 이 불확실성의 크기를 측정하는 데 유용한 판단 기준을 제시할 수 있다. 금융기관이 LTV 비율을 설정하거나 포트폴리오의 지역별 리스크를 평가할 때, 단순한 가격 변동성(RV)에 더해 가격정보의 질(PUI)을 함께 고려하면

보다 정교한 리스크 관리가 가능할 것이다.

## 2) 정책적 시사점

본 연구가 주택정책 수립 기관에 제시하는 시사점은, 거래 활성화가 가격 수준을 안정시키는 것이 아니라 가격 신호의 질을 높인다는 점이다. 거래가 충분하면 시장 참여자가 현재 가격 수준을 신뢰할 수 있고, 그 위에서 합리적 의사결정이 가능하다. 거래가 부족하면 가격 신호 자체를 온전히 신뢰하기 어려우므로 시장이 경색된다. 이와 관련하여 거래를 억제하는 정책(양도세 증과, 대출 규제 강화, 다주택자 규제 등)은 가격 안정, 투기 억제, 가계부채 관리 등 정책 목표를 달성하는 효과와 별개로, 시장의 정보 효율성에 부수적 비용을 발생시킬 수 있다는 가능성에 대해서도 함께 고려할 필요가 있다. 비대칭 분석 결과가 보여주듯, 이 비용은 거래가 이미 적은 경색 국면에서 특히 크다. 거래가 충분한 호황기에는 추가적 거래 억제가 변동성에 큰 영향을 미치지 않지만, 거래가 부족한 경색기에는 소폭의 추가 감소만으로도 가격 신호의 질이 악화될 수 있다. 이는 동일한 규제 강도라도 시장 국면에 따라 비용이 비대칭적임을 의미하므로 이러한 국면을 고려한 정책 설계가 필요하다. PUI를 시장 모니터링 지표로 활용하면, 단순히 가격 상승·하락의 문제를 넘어 현재 관측되는 가격 정보가 얼마나 신뢰할 만한지를 함께 판단할 수 있다. 정책 수립 기관이 지역 주택시장별 PUI를 정기적으로 산출하여 모니터링한다면, 특정 지역의 시장 정보가 열악해지는 시점을 조기에 포착하여, 필요 시 거래 활성화를 위한 선제적 조치를 적시에 시행할 수 있을 것이다.

## 3. 연구의 한계 및 향후 연구 과제

본 연구에는 한계점은 다음과 같다. 첫째, 거래 구조에서 변동성으로의 인과 방향을 엄밀하게 식별하지 못하였다. 본 연구는 패널 고정효과 모형과 비대칭 분석을 통해 강한 연관성을 보였으나, 외생적 충격을 활용한 인과 식별에는 사전 추세의 한계로 인해 분석에 한계가 있었다. 둘째, 본 연구가 서술한 거래량-변동성 피드백 구조에 대해 매칭 함수와 양측 행태에 명시적 함수형을 부여하여 균형의 존재, 유일성, 안정성을 엄밀히 분석하는 이론 모형을 개발하는 것은 후속 과제로 남긴다. 셋째, 호황기·경색기 구분과 관련하여, 향후 연구에서는 가격 기반 국면전환 모형, 미분양, 금리, 대출여건 등 외부 지표를 활용한 대안적 국면 구분을 병행하여, 거래 유동성 국면과 가격 순환 국면이 PUI 및 관측 변동성에 미치는 영향을 보다 정교하게 분리할 필요가 있다. 넷째, 본 연구의 변동성 측정은 8분기 이동 구간을 활용하였는데, GARCH 계열의 시간가변 계량모형을 적용한 결과와 비교가능할 것이다.

다만, GARCH류의 모형이 추정하는 대상은 수익률의 동적 시계열 분산이라는 점에서 본 연구가 주목하는 가격 잡음과는 다른 차원의 변동성을 다룬다는 한계점은 있다. 다섯째, 본 연구의 헤도닉 모형은 분기 고정효과를 통해 시/구×분기 단위의 평균적 유동성 효과를 흡수하나, 개별 거래 수준에서 거래량 또는 유동성이 가격 형성에 미치는 영향을 직접 통제하지는 못한다는 한계가 있다. 시/구×분기 거래량 변수는 동일 시/구×분기 내 모든 거래에 대해 같은 값을 가져 분기 고정효과와 완전한 공선성을 가지므로 시/구별 헤도닉 모형에 직접 포함할 수 없었다. 이로 인해 본 연구의 잔차 표준편차는 순수한 가격 잡음만이 아니라 거래의 유동성 효과를 일부 포함할 가능성이 있다.

향후 연구에서는 다음과 같은 확장이 가능하다. 첫째, 주택 매매거래를 급감시키는 사건을 외생적 충격으로 활용하여, 「거래구조 → 변동성」의 인과 방향을 보다 엄밀하게 식별할 수 있을 것이다. 둘째, 분석대상을 아파트에서 비아파트로 확장하면, 거래 빈도가 더 낮은 시장에서 PUI의 유용성을 검증할 수 있을 것이다. 셋째, PUI의 임계값을 설정하여 시장 정보 경보 시스템을 설계하는 정책 연구가 가능하다. 이러한 후속 연구를 통해, PUI가 주택시장의 정보 효율성을 진단하고 정책 의사결정의 질을 높이는 실용적 도구로 기능할 수 있기를 기대한다.

## 참고문헌

- 고희운, 강상훈. (2023). 한국주택시장에서의 전이효과 분석: 분위별 전이지수 방법 활용. *주택금융연구*, 7(1), 131-152.
- 곽승준, 이주석. (2006). 부동산정책이 주택가격의 변동성 변화에 미치는 영향: 주택가격의 변동성 변화 시점을 중심으로. *주택연구*, 14(2), 175-194.
- 김대원, 유정석. (2014). 마코프 국면전환 AR 모형을 이용한 주택 가격 지수 변동성 결정 요인 분석. *주택연구*, 22(3), 69-99.
- 김상배, 이승아. (2021). 대도시 아파트매매가격 변동성의 전이효과: 상승기와 하락기를 중심으로. *주택연구*, 29(2), 107-133.
- 문외솔. (2023). 주택가격과 주택거래량: 주택시장 매칭모형을 중심으로. *주택도시금융연구*, 8(2), 25-54.
- 민선옥, 이영수. (2019). 부호제약을 이용한 한국 주택시장의 변동요인 분석. *부동산분석*, 5(1), 1-13.
- 박영준, 김기호. (2017). 수도권 주택가격 변동의 동조화와 변동성 전이. *부동산학보*, 69, 131-145.
- 심성훈. (2010). 주택가격 변동성의 특성 및 인플레이션과의 관계. *부동산학보*, 41, 225-240.
- 윤성민. (2024). 주택가격 변동의 지역간 파급효과 분석. *주택금융연구*, 8(2), 71-103.
- 윤성민, 손승화, 이정인. (2016). 지역주택가격 변동의 장단기 결정요인에 관한 실증분석. *부동산학보*, 67, 198-211.
- 이경근, 전재범. (2020). 아파트 매매가격지수와 실거래가격지수를 활용한 위험수익률 특성 비교: 서울특별시 강남구를 중심으로. *감정평가학논집*, 19(3), 83-116.
- 이현미, 전해정. (2020). 수도권 지역 주택가격 순환주기 변동의 영향요인 분석. *부동산경영*, 22, 307-331.
- 임재만. (2006). 주택매매가격의 변동성에 관한 연구. *주택연구*, 14(2), 65-84.
- 임재만. (2011). 주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가? *국토연구*, 69, 3-18.
- 전해정. (2015). 마코프 국면전환모형을 이용한 주택시장 경기국면 변동 분석에 관한 연구. *부동산학보*, 63, 119-129.
- 전해정. (2017). 주택매매, 전세, 월세가격 변동성 결정요인 분석에 관한 실증연구: 마코프 국면전환 모형을 이용하여. *부동산학보*, 70, 178-191.
- 전해정, 박헌수. (2012). 주택시장과 거시경제변수 요인들간의 동태적 상관관계 분석. *주택연구*,

202), 125-147.

- Aït-Sahalia, Y., Mykland, P. A., & Zhang, L. (2011). Ultra high frequency volatility estimation with dependent microstructure noise. *Journal of Econometrics*, 160(1), 160-175.
- Anenberg, E., & Bayer, P. (2020). Endogenous sources of volatility in housing markets: The joint buyer-seller problem. *International Economic Review*, 61(3), 1195-1228.
- Anenberg, E., & Laufer, S. (2017). A more timely house price index. *The Review of Economics and Statistics*, 99(4), 722-734.
- Asadov, A. I., Ibrahim, M. H., & Yildirim, R. (2025). Impact of house price on economic stability: Some lessons from OECD countries. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 71(2), 254-284.
- Bandi, F. M., & Russell, J. R. (2006). Separating microstructure noise from volatility. *Journal of Financial Economics*, 79(3), 655-692.
- Diamond, P. A. (1982). Aggregate demand management in search equilibrium. *Journal of Political Economy*, 90(5), 881-894.
- Díaz, A., & Jerez, B. (2013). House prices, sales, and time on the market: A search-theoretic framework. *International Economic Review*, 54(3), 837-872.
- Genesove, D., & Han, L. (2012). Search and matching in the housing market. *Journal of Urban Economics*, 72(1), 31-45.
- Head, A., Lloyd-Ellis, H., & Sun, H. (2014). Search, liquidity, and the dynamics of house prices and construction. *American Economic Review*, 104(4), 1172-1210.
- Hill, R. J., Scholz, M., Shimizu, C., & Steurer, M. (2022). Rolling-time-dummy house price indexes: Window length, linking and options for dealing with low transaction volume. *Journal of Official Statistics*, 38(1), 127-151.
- Ngai, L. R., & Tenreyro, S. (2014). Hot and cold seasons in the housing market. *American Economic Review*, 104(12), 3991-4026.
- Piazzesi, M., & Schneider, M. (2009). Momentum traders in the housing market: Survey evidence and a search model. *American Economic Review*, 99(2), 406-411.
- Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium unemployment theory* (2nd ed.). Cambridge, MA: MIT Press.

- 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.
- Wheaton, W. C. (1990). Vacancy, search, and prices in a housing market matching model. *Journal of Political Economy*, 98(6), 1270-1292.

(논문 접수일: 2026.03.09. 수정논문 접수일: 2026.05.26. 논문 채택일: 2026.06.05.)

# Apartment Transaction Volume and Price Volatility: Construction and Application of a Transaction–Volume–Based Price Uncertainty Index

Chunil Kim\*

## Abstract

Observed housing price volatility comprises both fundamental value changes and sampling noise arising from transaction scarcity; however, conventional indicators fail to distinguish between these two components. This study aimed to address this problem by constructing a novel transaction- volume-based price uncertainty index (PUI), defined as the rolling standard deviation of hedonic model residuals divided by the square root of the number of transactions. Using apartment transaction records and building registry data, a quarterly panel of 93 districts across the Seoul metropolitan area and five major metropolitan cities was constructed. The correlation between the PUI and realized volatility (RV) was only 0.38, confirming that the two indicators captured distinct information. The explanatory power of transaction volume on volatility operated through time-varying pricing noise, and the PUI significantly predicted future transaction volume changes that RV failed to capture. Asymmetric analysis revealed that additional transactions had no effect on volatility during boom periods, whereas volatility amplification was pronounced during market contractions; this asymmetry was more clearly observed in the PUI than in RV.

Keywords : Housing Price Volatility, Price Uncertainty Index, Transaction Volume, Hedonic Price Model, Transaction Volume–Volatility Asymmetry

---

\* Chunil Kim, Corresponding author, Assistant Professor, Division of Real Estate and Construction, Kangnam University, [ckim@kangnam.ac.kr](mailto:ckim@kangnam.ac.kr)

© Copyright 2026 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.