

# 국내 부동산시장의 구조변화와 가격 · 거래 · 심리 · 미분양 지표의 역할 변화

Structural Changes in Korea's Housing Market and the Roles of Prices,  
Transactions, Sentiment, and Unsold Units

김 나 영 (Kim, Nayeong)\*  
황 영 재 (Hwang, Youngjae)\*\*

## < Abstract >

This study examines how the relationships among housing prices, transactions, sentiment, unsold units and macro-financial variables have changed across major shocks in Korea, including the global financial crisis, the savings bank crisis, COVID-19 and the recent PF distress. Using monthly data from 2007–2024, we detect structural breaks via CUSUM and Chow tests and compare regime-specific regression coefficients and VECM-based long-run and short-run dynamics. Results show that unsold units respond more sensitively to supply-demand imbalances in crisis periods with concentrated supply and credit risk, while their adjustment role weakens in normal and policy-driven periods as prices, transactions and sentiment absorb a larger share of adjustments, implying time-varying interactions among key housing indicators.

Keywords : Structural Breaks, Crisis Regimes, Housing Prices and Transactions, Market Sentiment, Macro-Financial Conditions

## I. 서론

지난 20여 년 동안 한국 부동산시장과 금융시장은 2008년 글로벌 금융위기, 2011년 저축은행 사태, 2020년 코로나19 팬데믹, 2022년 이후 부동산 PF (Project Financing) 부실위기 등 연이은 대외 충격과 정책 환경 변화를 경험해왔다(이상영, 2011; 김정주, 2023). 이 기간동안 금융 불안과 실물시장 침체가 동시에 나타났으며, PF 연체율 급등, 미분양 물량 증가, 실업률 상승, 거래량 급감, 시장 전반의 심리 악화 등 구조적 취약성이 누적되어왔다(노승환 · 김규림 · 최연경, 2024). 특히 팬데믹 이후 초저금리 및 유동성

확대, 수도권 부동산가격 급등, 그리고 2022년 이후 기준금리 급등과 공급 차질, PF 부실 리스크 본격화 등으로 금융시스템 내 비은행권의 위험과 시장 불안정성에 대한 우려가 심화되었다(박정수 · 성주한, 2022). 이처럼 외부 충격이 지속적으로 누적되고 정책 기조가 변하는 과정을 거치며 국내 부동산시장과 금융시장에는 복합적인 구조 변화와 리스크가 축적되었다. 부동산 시장의 금융화 심화, 실수요 위축, 소비심리 저하, 미분양 증가 등의 여러 요인이 상호작용하면서 미분양, 거래량, 아파트 매매지수, 부동산 소비자심리지수 등 부동산 시장 변수 전반에 구조적 변동성과 불안정성이 동시에 확대되었다. 최근에는 미분양이

\* 서강대학교 부동산학과 박사과정, nyfin@naver.com, 주저자

\*\* 서강대학교 부동산학과 교수, hjestate@sogang.ac.kr, 교신저자

단기적으로 구조 변화와 시장 충격에 민감하게 반응하는 변수로 부각되는 등(황관석·김지혜·이윤상, 2023), 주요 실물 및 심리지표 간 역할과 영향력이 시기별로 변화하고 있음이 확인되고 있다.

그럼에도 기존 연구들은 주로 금융위기, 팬데믹, PF 위기 등 개별 충격이나 단일 변수에 집중하는 경향을 보여왔다(김용순·권치흥·이경애, 2011; 조경준, 2013; 전해정, 2021; 박정수·성주한, 2020; 조재형·김재태, 2025). 그 결과, 위기와 구조변화가 반복되는 여러 구간에서 주요 변수들이 시간에 따라 어떻게 서로 영향을 주고받으며 시장의 조정 역할을 담당하는 주요 변수가 어떻게 변화하는지 동일 계량분석 틀 내에서 일관성 있게 분석한 실증연구는 매우 드문 상황이다. 대체로 단기적 요인이나 개별 변수 중심 연구가 대부분으로, 변수 간 관계 변화나 이들의 구조 변화까지 포괄적으로 이해하는 데 한계가 있었다.

본 연구는 2007년부터 2024년까지의 월별 시계열 자료를 사용하여 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 등 한국 부동산시장의 주요 외부 충격 시기를 구분하고, 이 기간 동안 미분양, 거래량, 아파트 매매지수, 부동산 심리지수, 기준금리, 소비자물가지수 등 여러 변수의 구조 변화와 시장 조정 과정을 단계적으로 분석하였다. 먼저 CUSUM(누적합)과 Chow 검정을 통해 구조변화 가능성이 높은 시점을 통계적으로 검출하고, 각 구간 전후로 변수별 회귀계수의 영향력 변화를 비교하였다. 이어서 Johansen VECM 모형을 활용해 장기 공적분 관계와 오차 수렴향을 추정함으로써, 가격·거래·미분양·심리지표와 거시·금융 변수 간 장기 균형과 단기 조정 과정을 함께 살펴 보았다. 요약하면, 본 연구는 외부 충격과 정책·금융 여건 변화에 따라 가격, 거래량, 미분양, 심리지표 등 핵심 지표 사이의 관계가 시기별로 어떻게 달라졌는지, 그리고 이러한 변화 속에서 미분양이 다른 변수와 비교해 어느 시기에서 조정 과정에 더 크게 관여하는지를 통합적으로 파악하고자 한다.

## II. 선행연구

최근 한국 부동산시장은 다양한 외부 충격과 정책·금융 환경 변화를 겪으면서 가격, 거래, 심리지수, 미분양 등 주요 지표들 사이의 관계가 변화해 왔고,

이에 따라 시장 위험 신호를 조기에 포착하고 변수 간 관계와 변화를 함께 살펴보려는 논의가 확대되고 있다. 본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로, 선행연구를 (1) 시장 구조와 시기별 변화에 초점을 둔 연구와 (2) 미분양의 원인과 역할에 초점을 둔 연구로 구분해 검토한다.

### 1. 시장 구조·시기별 변화 연구

첫 번째 축은 금융위기, 저금리, 팬데믹 등 거시·제도 환경 변화 속에서 가격·거래·임대시장과 거시 변수의 관계가 시기별로 어떻게 달라졌는지를 계량적으로 분석한 연구들이다. 김상현(2019)은 VECM을 이용해 금융위기 전후 거시경제 여건이 매매·전세·월세 시장에 미친 영향을 분석하고, 시장 간 연계성 변화와 구조적 재편 가능성을 제시하였다. 송준혁(2012)은 구조변화가 반영된 S-VECM을 통해 장기 공적분 관계와 조정 과정이 시기에 따라 달라질 수 있음을 보이며, 특히 전세가격의 조정 역할이 확대되는 양상을 보고하였다. 이영수(2020)는 전환점 분석과 순환 국면 분석을 통해 주택가격 변동성과 지역 간 동조화 약화, 변동성의 특정 시기·지역 집중 현상을 추적함으로써 시장 구조와 변동 경로의 변화를 제시하였다.

외부 충격 자체에 초점을 둔 연구로는 금융위기, COVID-19, 산업 구조조정 등의 충격 전후로 거시 변수와 부동산가격, 거래, 심리의 영향력 변화를 비교한 논의가 축적되어 왔다. 김용순·권치흥·이경애·이현림(2011)은 VAR 모형을 활용해 금융위기 전후 거시 변수와 부동산시장 변수들의 영향력을 비교하고, 실물지표의 구조 변화와 내부 요인의 중요성을 실증적으로 제시하였다. 조경준(2013)은 금융위기 전후 투자심리와 부동산 가격 간 구조적 연관성 변화를 분석하였고, 전해정(2014a)은 동적 패널모형을 통해 금융위기 이후 거시 변수와 부동산 변수의 영향력 전환을 검증하였다. 최근에는 박정수·성주한(2022)이 COVID-19 등 위기 충격 시 미분양, 거래량, 부동산가격, 지역별 영향 요인 변화를 패널회귀로 분석하고, 조재형·김재태(2025)가 코로나19 전후 소비자심리와 거시 변수의 영향력 변화를 실증적으로 검토하는 등 팬데믹 이후의 구조 변화를 다룬 연구도 제시되고 있다. 다만 이들 연구는 주로 특정 충격이나 일부 변수

에 초점을 맞추어, 여러 지표가 동시에 작용하는 상황에서 충격 시점별로 가격·거래·심리·미분양 사이의 영향력 배분이 어떻게 달라지는지까지는 체계적으로 비교하지는 못하고 있다.

## 2. 미분양의 원인과 역할 연구

두 번째 축은 미분양을 주택시장 내 결과 변수 또는 조정 변수로 보고 그 결정 요인과 역할을 분석한 연구들이다. 전해정(2014b)은 Fisher-Di Pasquale-Wheaton 균형이론에 근거하여 미분양 결정 모형을 구축하고, 대출금·대출금리·매매가격 변화가 미분양 증가에 유의하게 작용함을 보였다. 강경애·김종진(2017)은 이자율, 총통화, 환율 등을 포함한 VECM 분석을 통해 통화량 증가는 미분양 감소, 금리 상승은 미분양 증가와 연관된다는 점을 제시하였다. 양지영(2024)은 전체 기간과 금융위기·팬데믹 시기를 구분해 미분양의 결정 요인을 비교하고, 고금리와 공급 확대가 맞물릴 때 미분양 누적이 심화되며 이후에는 착공·인허가 감소 등 공급 측 조정이 나타난다는 점을 강조하였다. 이호일·허준명·노승한(2024)은 부동산매매가격, 건축허가면적, 월세가격 등 다양한 요인이 지역별로 미분양 및 준공 후 미분양의 변동성에 상이한 영향을 미친다는 점을 제시하였다. 최근에는 미분양을 지역·시장별로 세분화하여, 분양가 수준과 주변 시세와의 격차, 인구·소득, 경기·산업 구조, 정책 대응 등이 권역별·단계별로 다르게 작용한다는 점을 분석한 연구도 등장하고 있다. 그럼에도 선행연구의 다수는 미분양을 하나의 결과 변수로 두고 그 결정요인을 규명하는 데 초점을 두고 있어, 금융위기·팬데믹·PF 부실화처럼 성격이 다른 여러 충격을 동시에 고려하면서 미분양이 가격·거래·심리와 어떤 순서와 강도로 연결되는지, 그리고 시기별로 그 역할이 어떻게 달라지는지를 장·단기 관점에서 함께 검토한 연구는 상대적으로 부족하다.

본 연구는 이러한 선행연구를 바탕으로, 금융위기, 저축은행 사태, COVID-19, PF 부실화 등 서로 다른 충격 시기를 한꺼번에 포함하여 가격, 거래, 심리, 미분양의 관계와 시기별 역할 변화를 함께 분석한다. 구체적으로, 회귀모형을 통해 시기별 계수 차이를 비교하고, 미분양을 포함한 VECM을 통해 장기 균형관계와 단기 조정 과정을 함께 살펴봄으로써, 외부 충격

에 따라 어느 시기에 어떤 지표가 상대적으로 더 크게 작용했는지를 정리하고자 한다.

## III. 연구방법론

### 1. 분석자료

본 연구는 2007년 1월부터 2024년 12월을 분석기간으로 하여 복수의 외부 충격이 한국 부동산 시장의 변동성과 주요변수들의 상호관계에 미치는 영향을 분석하였다. 데이터는 한국부동산원 부동산통계정보시스템(R-ONE), KOSIS 국가통계포털, 한국은행 경제통계시스템(ECOS), KB부동산 데이터허브, 금융감독원, 국토연구원 등 공신력 있는 기관에서 수집하였다. 분석에 사용한 주요 변수는 다음과 같다.

**부동산 지표:** 전국 아파트 매매지수, 미분양, 거래량

**심리지표:** 부동산 심리지수

**금융지표:** 기준금리, 주택담보대출금리, KOSPI 수익률

**거시경제 지표:** GDP 성장률, 통화량, 실업률, 소비자물가지수

분기 데이터인 GDP 성장률은 월별 변환 시 추세 왜곡을 최소화하기 위해 선형보간법을 적용하였다. 이에 대한 타당성을 검증하기 위해 전산업생산지수(IPI)를 이용한 모의실험을 수행한 결과, 상관계수 0.998, 평균 오차율 0.57%로 나타나 데이터의 신뢰성이 확보됨을 확인하였다(부록 1 참조). 또한 2011년 7월 이전의 부동산 심리지수 결측분은, 변수 누락에 따른 편의를 방지하기 위해 다중대체법(Multiple Imputation)을 적용하여 보완하였다. 이때 아파트 매매지수, 거래량 등 상관성이 높은 변수들의 정보를 활용하여 통계적 추정결과의 신뢰도를 높였다. 본 연구에서 분석한 주요 변수들의 기초통계량은 <표 1>에 정리하였다.

### 2. 분석변수와 구간 설정

본 연구는 주요 분석변수로 부동산 거래량, 아파트 매매지수, 부동산 심리지수, 미분양을 설정하였다. 부동산 거래량은 실거래를 통해 확인되는 지표로서 시

<표 1> 기초통계량

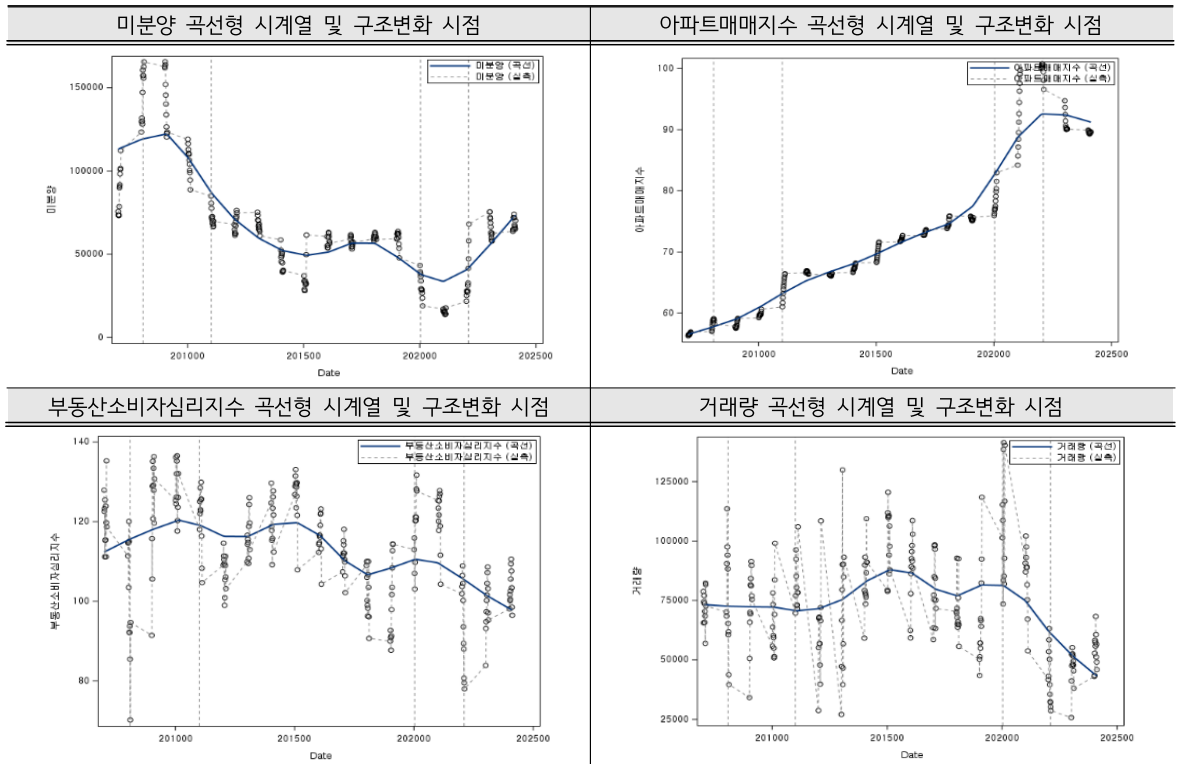
변수	평균	표준편차	최솟값	중위수	최댓값	왜도	첨도
미분양(호)	68133.78	34879.1	13842	62377.50	165641	1.04	0.96
아파트 매매지수	73.00	12.62	56.29	71.66	100.75	0.68	-0.51
거래량(호)	73434.56	22450.8	25761.00	72777.50	141419	0.33	0.09
부동산심리지수	112.70	12.90	70.19	113.70	136.55	-0.45	-0.10
주택담보대출금리(%)	4.12	1.26	2.39	3.83	7.58	0.79	-0.14
기준금리	2.36	1.21	0.50	2.00	5.25	0.59	-0.29
코스피 수익률	0.24	5.32	-26.31	0.74	13.37	-0.82	3.04
실업률(%)	3.42	0.43	2.50	3.40	4.70	0.02	-0.08
통화량(십억원)	2424995.10	867245.89	1144712	2255164.95	4183692	0.48	-0.98
소비자물가지수	95.65	9.56	76.50	95.22	114.91	0.12	-0.45
GDP성장률	0.71	0.99	-4.49	0.76	3.69	-1.56	6.69

장 유동성과 실수요 변화를 직접적으로 반영하며, 수급 상황과 거래 활성화 정도를 파악하는 데 활용된다. 아파트 매매지수는 부동산 가격 수준과 변동을 요약하는 지표로, 금리, 경기, 정책, 심리 등 다양한 요인이 복합적으로 반영된 결과를 보여준다. 부동산 심리지수는 시장 참여자의 기대와 불안을 수치화한 지표로, 가격·거래와의 괴리 여부를 통해 시장 불안이나 과열 등 구조적인 변화 가능성을 가늠하는 데 참고할

수 있다. 미분양 변수는 공급된 주택 중 아직 판매되지 않고 남아 있는 재고로, 가격이나 거래량과 달리 재고의 형태로 수급 불균형을 반영하기 때문에 외부 충격과 금융·정책 환경 변화 속에서 수요 위축과 공급 조정이 어느 정도 진행되고 있는지를 보여주는 보조 지표로 활용된다.

이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 부동산 가격, 거래량, 심리지수와 함께 미분양을 포함하여, 네 변수

<그림 1> 주요 부동산 변수의 시계열 그래프



가 장기간에 걸쳐 어떤 시기에 상대적으로 크게 변하고 서로의 관계가 어떻게 달라지는지를 함께 살펴보고자 한다. <그림 1>은 분석기간동안 미분양, 아파트 매매지수, 부동산 거래량, 부동산 심리지수의 변화를 보여준다<sup>1)</sup>. 미분양은 2008년 글로벌 금융위기, 2020~2021년 코로나19, 2022년 이후 PF 부실화 등 주요 충격 구간마다 증가세를 보여 외부 충격과 수급 불균형이 누적될 때 단기적으로 큰 변화를 보이는 특징이 있다. 아파트매매지수는 2007년 이후 전반적으로 장기 상승 흐름을 유지하다가 2022년 PF 부실화 구간에 이르러 상승세가 둔화하거나 정체·하락으로 전환되며, 가격 수준과 변동성이 함께 확대된 모습을 보인다. 거래량은 2008~2010년 금융위기와 2011~2012년 저축은행 사태 등 일부 충격 국면에서는 비교적 빠르게 회복되지만, 2020년 이후에는 특히 코로나19를 거치면서 급격히 감소하여 이전 시기에 비해 거래가 뚜렷이 약화된 것으로 나타난다. 부동산 심리지수는 2010년대 중반까지는 비교적 완만하게 움직이다가, 2020년 이후 하락 폭이 커지고 특히 코로나19와 PF 부실화 시기에는 기준선(100) 아래에서 장기간 머무르며 시장 심리 가 위축됐음을 시사한다.<sup>2)</sup>

이와 같이 네 지표는 공통적으로 주요 충격 시점에서 큰 변화를 보이지만, 변화 시점과 규모, 충격 이후의 회복 경로는 서로 다르게 나타난다. 이는 같은 외부 충격이라도 가격, 거래, 미분양, 심리지수에 미치는 영향과 조정 속도가 서로 다를 수 있으며, 각 시기에 따라 지표별 변동성의 상대적 크기가 달라질 수 있음을 보여준다.

이에 따라 본연구는 <표 2>와 같이 5개 주요 분석 구간으로 구분하였다. 각 구간의 시작 및 종료 시점은 2008년 글로벌 금융위기, 2011년 저축은행 사태, 2020년 코로나19 팬데믹, 2022년 PF 부실화 등 국내외 정책 당국과 금융기관에서 주요 경제·금융 사건으로 널리 인식된 시점을 근거로 삼았다. 각 구간별 길이는 데이터 안정성과 분석 신뢰성 확보를 위해 모두 20개월 이상으로 설정하였다. 금융위기 구간은 2008년 9월부터 2010년 12월까지 28개월간으로 구성하였고, 저축은행 사태는 2011년 1월부터 2012년 12월까지 24개월, 코로나19는 2020년 3월부터 2021년 12월까지 22개월 범위를 각각 차용하였다. 정상기

구간은, 구조변화 검정 결과 추가 변동성이 관측되지 않는 2013년 1월부터 2020년 2월로 설정하였다.

<표 2> 위기구간별 기간

구간	기간	주요 특징
금융위기	2008.09~2010.12	글로벌 신용경색 및 시장혼란
저축은행 사태	2011.01~2012.12	PF 부실, 건설업 구조조정
정상기	2013.01~2020.02	상대적 시장안정, 완만한 회복
코로나19	2020.03~2021.12	팬데믹 충격, 유동성 급 확장
PF 부실화	2022.10~2024.12	고금리·PF 부실 확산

시기별 특성을 살펴보면 먼저 2008년 금융위기 구간은 글로벌 금융 불안과 신용 경색으로 대출 여건이 급격히 악화되고 주택 수요가 크게 감소하며 거래량과 가격이 위축된 시기이다. 이 시기는 가격과 거래 중심의 조정 기능이 약화되어, 미분양이 공급 과잉과 수요 부족을 동시에 반영하는 재고 지표로서 단기 불균형 신호의 중심 변수로 기능할 가능성이 크다.

2011~2012년 저축은행 사태 구간은 지방 저축은행 부실과 PF 부실화가 불확실성과 금융위험을 유발해 거래량 감소와 미분양 증가가 동반된 시기이다. 금융위기 구간에 비해서는 시장이 다소 안정됨에 따라 거래량과 금리 등 전통적 변수의 조정 역할도 확대되어, 조정 신호가 미분양뿐만 아니라 여러 변수에 분산되는 경향이 나타날 수 있다.

2013~2020년 정상기 구간은 정책적 안정과 완만한 경기 회복이 이어지면서 가격, 거래량, 심리지수 등이 균형적으로 시장조정 역할을 하여, 미분양의 영향력은 상대적으로 약화되고, 조정 신호는 분산되어 나타날 것으로 본다.

2020~2021년 코로나19 구간은 팬데믹 충격과 규모 있는 정책 대응이 병행돼 가격, 거래량, 미분양, 심리지수 등 다양한 변수가 균형 있게 조정 신호를 분담하는 독특한 조정 구조가 나타날 것이다.

마지막으로 2022년부터 2024년까지의 PF 부실화 구간은 금리 상승과 금융 환경 변동, 금융건전성이 강화되어 자금 공급 차질 및 신용 경색이 복합적으로

1) 모든 변수는 평균 0·표준편차 1로 표준화하였다.

2) 2011년 6월 이전 구간은 보간값이므로 해석 시 주의가 필요하다.

〈표 3〉 주요 충격 구간별 핵심 변수 평균 및 표준편차

변수	금융위기	저축은행	정상기	코로나19	PF부실화
미분양	129,707 (25,150)	70,124 (5,856)	64,855 (26,295)	26,928 (12,702)	56,899 (17,334)
부동산 심리지수	119.81 (17.49)	114.16 (9.24)	113.70 (10.67)	111.02 (15.34)	98.80 (8.52)
부동산 거래량	67,001 (16,189)	71,527 (18,844)	80,046 (19,184)	76,078 (31,826)	47,401 (10,104)
아파트매매지수	58.95 (0.92)	65.47 (1.77)	68.70 (6.37)	91.01 (9.11)	93.51 (4.71)

\* 괄호 안은 표준편차

나타나는 시기로, 공급 차질과 수요 감소가 동시에 발생하였다. 이 시기에는 미분양이 수요 부족과 공급 과잉을 함께 반영하는 주요 단기 조정 변수로서 중심적 역할을 수행할 것으로 기대한다.

〈표 3〉은 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화, 정상기 등 주요 구간에서 핵심 변수들의 평균과 표준편차이다. 미분양은 모든 위기 구간에서 뚜렷하게 증가하였으며, 특히 금융위기 시 평균 129,707호로 가장 높은 수준을 기록했다. PF 부실화 구간에서도 56,899호로 상승세를 보였고, 정상기와 코로나19 시기에는 다소 완화되었으나 여전히 변동성이 높게 나타났다. 거래량은 정상기와 코로나19 시기에 비교적 활발했으나, PF 부실화 구간에서는 뚜렷한 감소가 나타났다. 가격지표인 아파트 매매지수는 구간별로 꾸준히 상승했으나, 부동산 심리지수는 각 위기 이후 점진적으로 하락하여 최근에는 상대적으로 위축된 모습이다.

이처럼 네 변수는 공통적으로 주요 충격 시점에서 큰 변화를 보이지만, 변화 시점과 규모, 충격 이후의 조정 경로는 서로 다르게 나타난다. 특히 미분양은 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 등 위기 구간에서 급증과 고점 지속이 반복되어, 다른 변수에 비해 충격에 대한 반응 폭이 크게 나타나는 경향이 있다. 본 연구는 이러한 특성을 감안하여, 첫째 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 등 주요 사건 전후에 부동산시장 구조가 실제로 달라졌는지를 CUSUM 및 Chow 검정을 통해 확인하고, 둘째 구조변화가 확인된 시기를 중심으로 부동산 가격, 거래량, 미분양, 심리지수 및 거시·금융 변수의 회귀계수가 시기별로 어떻게 달라지는지를 비교·분석한다. 나아가 미분양을 가격·거래·심리지수와 함께 분석함으로써, 위기 구간에서 수급 불균형의 누적 정도와 조정 과정을 파악하는 데 미분양이 어떤 추가 정보를 제공하는지 시기별로 살펴본다.

본 연구는 위기상황에 따라 국내 부동산 시장 주요

변수간 상호관계변화, 그리고 장기·단기 조정 구조를 통합적으로 분석하기 위해 단계적인 분석을 적용하였다.

### 1) 모형 안정성 및 구조변화 진단

전체 기간에 대해 CUSUM 검정과 Chow 검정을 활용하여 회귀모형의 계수 안정성을 점검하였다. CUSUM 검정은 표준화된 재귀잔차의 누적합이 5% 유의수준의 신뢰대역 내에 위치하는지 여부를 통해, 시간에 따라 회귀계수가 일정하게 유지되는지를 진단하는 절차로, 계수 안정성이 약화되는 구간을 탐지하는 보조적 도구로 사용된다. 본 연구에서는 초기 구간(2007년 1월~2009년 12월)을 기반으로 회귀모형을 추정한 뒤, 이후 표본을 순차적으로 확장해 가며 재귀적으로 회귀계수를 추정하였다. 각 단계에서 표준화된 재귀잔차를 산출하고, 그 누적합이 5% 유의수준의 임계값( $\pm 1.358$ )을 벗어나는지 확인함으로써, 금융위기 및 PF 부실화 등 주요 사건 전후에서 계수 안정성이 약화되는 구간이 존재하는지를 점검하였다. 이러한 CUSUM 결과는 위기·정책 이벤트를 기준으로 사전에 정의한 구간이 계수 안정성 측면에서 크게 무리가 없는지를 확인하는 참고 자료로 사용하였다.

다음으로 사전에 정의된 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화와 같은 주요 사건 시점을 기준으로 구조변화 후보 구간을 사전에 정의하고, 해당 시점 전후에서 회귀계수의 동일성이 유지되는지를 검증하기 위해 Chow 검정을 실시하였다. Chow 검정은 단일 구간으로 추정한 모형의 오차제곱합과, 동일한 시점을 기준으로 표본을 둘로 나누어 추정한 모형의 오차제곱합을 비교하여, 구조변화 전후 계수가 통계적으로 유의하게 달라지는지를 F-통계량으로 평가하는 방법이다. 이를 통해 사건 전후에 모형의 계수 구조가 실제로 변했는지, 어떤 종속변수·모형에서 변화가 두드러지는지를 우선적으로 확인하였다. Chow 검

정의 식은 식(1)과 같다.

$$F = \frac{\frac{SSE_R - SSE_U}{m}}{\frac{SSE_U}{n-k}} \sim F(m, n-k) \quad (1)$$

$SSE_R$ : 단일 구간 모형의 오차제곱합

$SSE_U$ : 구조변화 시점 전후로 분할된 모형의 오차 제곱합

m: 구조변화로 인한 제약의 수

n: 전체 표본 수

k: 추정된 계수의 수

## 2) 회귀분석 계수 변화추이

Chow 검정에서 계수 차이가 유의하게 나타난 구조변화 후보 구간에 대해서는, 사건 전후 회귀계수의 변화 추이를 시각적으로 제시하였다. 구체적으로, 거래량, 부동산 심리지수, 미분양, 아파트 매매지수 등을 종속변수로 하고, 금리, 소비심리, 미분양, 거시변수 등을 설명변수로 하는 표준화 회귀식을 각 구간별로 추정하였다. 이후 구간별 회귀계수와 95% 신뢰구간을 그래프로 표시하여, 위기 및 정상기 전후에 각 설명변수의 영향력이 어떻게 강화·약화되었는지를 한눈에 비교할 수 있도록 하였다.

이러한 분석은 CUSUM·Chow 검정이 제공하는 계수 안정성 진단 결과를 보다 직관적으로 해석하기 위한 보완 절차로, 구조변화의 정확한 시점을 추정하기보다는 사건 기준 구간별로 계수의 크기와 통계적 유의성이 어떻게 달라지는지를 중심으로 해석하였다. 회귀식은 식 (2)와 같다.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + \dots + \beta_k X_{k,t} + \epsilon_t \quad (2)$$

$Y_t$ : 주택거래량, 부동산심리지수, 미분양, 아파트 매매지수

$X_{j,t}$ : 금리, 소비심리, 미분양, 거시변수 등

CUSUM분석과 구간별 회귀계수 변화를 추정하는 데 사용된 아파트 매매지수, 심리지수, 거래량, 미분

양 등 주요 시장 변수 모형의 독립변수는 금리, 시장심리, 거시경제 변수 등이 조합되어 사용되었으며, 각 종속변수별로 선택된 최적의 독립변수는 <표 4>에 상세히 정리하였다.<sup>3)</sup>

<표 4> 각 종속변수별 독립변수

종속변수	선택된 독립변수
아파트 매매지수	기준금리, 코스피 수익률, gdp, m2, 소비자물가지수
부동산 심리지수	기준금리, 주택담보대출금리, 소비자심리지수, 소비자물가지수, 미분양
거래량	diff_미분양, 소비자물가지수
미분양	부동산 심리지수, 거래량, 아파트매매지수, 소비자심리지수

## 3) VECM 분석

구조변화 검정이나 단순 회귀만으로 설명하기 어려운 장기적 상호작용과 단기 조정 과정을 함께 파악하기 위해 VECM 모형을 적용하였다. 이 모형에서는 미분양, 부동산시장 심리지수, 아파트 매매지수, 거래량, 기준금리, 소비자 물가지수를 하나의 벡터로 두고, 장기 균형관계(공적분 방정식)와 단기 조정력(오차수정항)를 동시에 추정하였고, 모형은 식(3)과 같다.

$$Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

$Y_t$ : 미분양, 부동산시장 심리지수, 아파트 매매지수, 거래량, 기준금리, 소비자 물가지수 벡터

$\beta'$ : 장기 균형(공적분) 관계

$\alpha$ : 오차수정항(ECM) 계수

$\Gamma_i$ : 시차별 단기 동태계수

각 위기 및 정상기 구간의 표본 수가 제한적임을 고려하여 모형의 시차는 1로 고정하였는데, 이는 제한된 표본 환경에서 과도한 시차가 자유도 감소 및 추정 불안정을 초래할 수 있다는 점을 감안한 것이다. 다만, 이와 같은 시차 고정이 항상 최적의 선택은 아니므로, 향후 보다 다양한 시차 결정 기준을 적용한 모형 검증이 필요하다.

3) CUSUM분석과 구간별 회귀계수 변화를 추정하는데 사용된 변수선택은 sas의 proc reg stepwise (slentry=0.1, sle=0.15)를 사용하였으며 선택과정은 <부록 2>에 제시하였다.

## IV. 실증분석결과

먼저 시계열 변수의 정상성 여부를 확인하기 위해 ADF 단위근 검정을 수행했다. 이때 모형 선택은 (1) 시계열 그래프상 추세 존재 여부, (2) Schwartz/Bayesian 정보기준(SC), (3) 잔차 자기상관 여부를 기준으로 이루어졌다. 통화량, 물가, GDP 성장률, 주택가격 및 거래량과 같이 장기 추세가 뚜렷한 변수는 Trend 모형에서 정보기준이 더 우수하고 잔차진단 결과도 양호하여 Trend 모형을 채택하였다. 반면 실업률, 기준금리 및 주택담보대출금리, 코스피 수익률 등은 평균 주변의 변동이 중심이 되고 추세가 뚜렷하지 않아 Single 모형에서 더 적합한 것으로 나타나 Single 모형을 채택하였다. <표 5>는 1차 차분데이터의 단위근 검정결과이다.

<표 5> 1차 차분 시계열의 단위근(ADF)

변수명	ADF (수준)	p값	ADF (차분)	p값
기준금리	-1.36	0.16	-6.01	0
주택담보대출금리	-1.29	0.18	-8.87	0
코스피수익률	-1.27	0.19	-10.5	0
부동산 심리지수	-0.75	0.39	-11.9	0
아파트매매지수	0.05	0.99	-3.81	0.02
실업률	-0.39	0.54	-12.4	0
거래량	-1.75	0.08	-13.9	0
미분양	-0.47	0.51	-7.92	0
통화량	21.89	0.99	-7.23	0
소비자물가지수	8.095	0.99	-11.4	0
GDP 성장률	-3.79	0.00	-11.3	0

### 1. 구조변화검증

<그림 2> 그래프는 거래량, 아파트매매지수, 미분양, 부동산 심리지수에 대해 CUSUM 통계를 계산하고, 5% 유의수준의 임계선( $\pm 1.358$ )을 함께 제시한 결과이다. 네 변수 모두에서 파란색 CUSUM 궤적이 상·하단 임계선을 여러 차례 벗어나거나 임계선 밖에서 장기간 지속되어, 설정한 회귀모형의 계수가 표본 전체 기간 동안 안정적이라는 가설은 기각되며, 시간에 따라 계수 구조가 변했을 가능성이 큰 것으로 나타

난다.

미분양 모형의 CUSUM 궤적은 표본 초반에 하단 임계선 아래까지 크게 내려갔다가, 2010년대 중반 이후에는 급격히 상향 전환하여 상단 임계선 위로 치솟은 뒤, 그 부근에서 등락을 반복한다. 상·하단 임계선을 모두 여러 차례 넘나드는 이러한 패턴은 미분양 방정식의 계수가 시간에 따라 크게 변화했음을 시사하며, 금융위기 이후 공급 조정기, 2010년대 중반 수급 조정, 최근 PF 부실화 국면을 거치면서 미분양에 대한 모형 구조가 상당히 불안정했음을 보여준다.

부동산 심리지수 모형의 CUSUM은 초기에는 0 부근에서 변동하다가, 2010년대 이후 점진적으로 우상향하여 상단 임계선을 넘은 뒤, 표본 후반부 내내 임계선 위의 양(+) 영역에서 유지된다. 이는 심리지수 방정식의 계수가 표본 후반부에서 초기와 다른 수준으로 이동했을 가능성을 시사하며, 시장 환경·정책 변화에 따라 심리지수와 설명변수 사이의 관계가 구조적으로 달라졌을 수 있음을 의미한다.

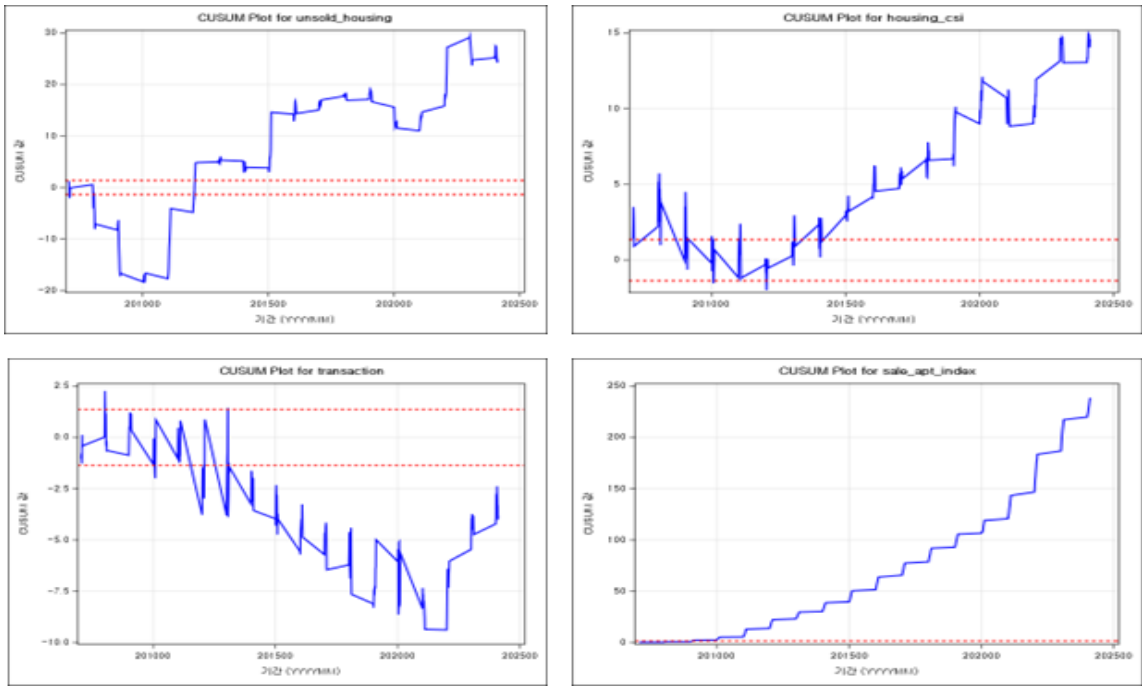
거래량 모형의 CUSUM 궤적은 표본 초반에 상단 임계선 부근까지 상승한 뒤, 이후 기간 동안 지속적으로 하락하여 2010년대 중반 이후에는 하단 임계선(-1.358)을 크게 하회한 상태가 유지된다. 이는 거래량 방정식의 계수가 초기 구간과 이후 구간에서 동일하다는 가설이 5% 수준에서 지지되지 않으며, 금융위기 이후 기간에 거래량에 대한 모형 구조가 의미 있게 바뀌었을 가능성을 시사한다.

아파트매매지수 모형의 CUSUM은 표본 초기에 0 근처에서 시작하지만, 이후 전 기간에 걸쳐 거의 단조롭게 우상향하여 상단 임계선(+1.358)을 일찍 넘은 뒤, 표본 말까지 임계선 밖의 높은 수준에서 지속된다. 이는 가격 방정식의 계수가 초기 구간과 이후 구간에서 체계적으로 달라졌음을 의미하며, 장기간에 걸친 가격 상승 과정에서 모형 계수 구조가 안정적으로 유지되지 않았음을 보여준다.

CUSUM 검정 결과, 네 변수에 대한 단일 계수 모형은 표본 전체 기간에서 안정적이라고 보기 어려운 것으로 나타났다. 이는 계수가 시간에 따라 변화했을 가능성을 시사하며, 이러한 불안정성이 구체적으로 어떤 시기와 변수에서 나타나는지를 확인하기 위해, 사전에 정의한 위기·정상기 구간별로 Chow 검정 및 구간별 회귀계수 변화를 추가적으로 분석하였다.

4) CUSUM 통계는 재귀잔차의 누적합을 표준화한 값이며, 5% 유의수준에서의 임계값 1.358은 Brown, Durbin and Evans(1975) 및 이

<그림 2> CUSUM 검정 결과4)



<표 6>은 Chow 검정을 이용해 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 등 사전에 정한 사건 시점을 기준으로, 사건 전과 후에 회귀모형의 계수가 통계적으로 달라지는지를 확인한 결과이다.

미분양과 아파트매매지수는 대부분의 사건 시점에서 검정 통계량이 5% 유의수준을 넘는 것으로 나타나, 주요 충격 전후로 두 변수에 대한 부동산시장 반응이 통계적으로 유의하게 달라졌음을 시사한다. 특히 미분양은 금융위기와 저축은행 사태에서, 아파트매매지수는 모든 사건 시점에서 유의한 구조 변화를 보여, 외부 충격과 정책·금융 환경 변화가 공급 관련 지표와 가격 지표 모두에 강하게 작용했음을 알 수 있다.

거래량은 네 가지 사건 모두에서 검정 통계량이 유의수준을 충족하지 않아, 본 연구에서 사용한 모형 기준으로는 사건 전후의 반응 구조가 크게 달라졌다고 보기는 어렵다. 이는 거래량이 다른 변수에 비해 충격 전후 변화가 완만했거나, 정책·제도 변화 등 여러 요인이 동시에 작용하면서 구조 변화 효과가 통계적으로 뚜렷하게 나타나지 않았을 가능성을 시사한다. 부동산 심리지수는 금융위기 시점에서만 유의한 차이가 확인되었고, 이후 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 시점에서는 사건 전후 차이가 통계적으로 뚜렷하게 나타나지 않았다. 금융위기 구간의 심리지수는 일부 기간이 보간값에 기반하고 있다는 점을 감안할 필

<표 6> Chow Test 결과 요약

종속변수	금융위기	저축은행사태	코로나19	PF 부실화
미분양	11.01 * (<.0001)	7.02 * (<.0001)	3.22 * (0.080)	2.76* (0.0194)
거래량	1.43(0.24)	1.65 (0.18)	0.28 (0.84)	0.84 (0.47)
부동산심리지수	3.99* (0.0008)	0.60 (0.73)	0.43 (0.86)	0.37 (0.90)
아파트매매지수	5.24* (<.0001)	23.81* (<.0001)	88.58* (<.0001)	19.06* (<.0001)

\* 5% 유의수준(p<0.05)에서 유의

후 관련 연구에서 제시된 값에 근거한다.

요가 있으며, 전체적으로 볼 때 심리지표가 모든 외부 충격에 대해 항상 동일한 형태로 크게 변화하는 것은 아니라는 점을 보여준다.

## 2. 회귀계수 변화추이

<그림 3>은 금융위기, 저축은행 사태, 정상기, 코로나19, PF 부실화 등 구조변화 구간별로 추정한 표준화 회귀계수의 변화를 시계열적으로 비교한 결과이며, 구체적인 계수 값과 t값은 <부록 3>의 <표 3-1>~<표 3-4>에 제시하였다. 회귀계수 변화 추이를 살펴보면, 가격·거래·미분양·심리지수 사이의 관계가 외부 충격의 종류와 시장 상황에 따라 어느 변수에 영향이 집중되는지가 분명히 달라지는 모습이 나타난다.

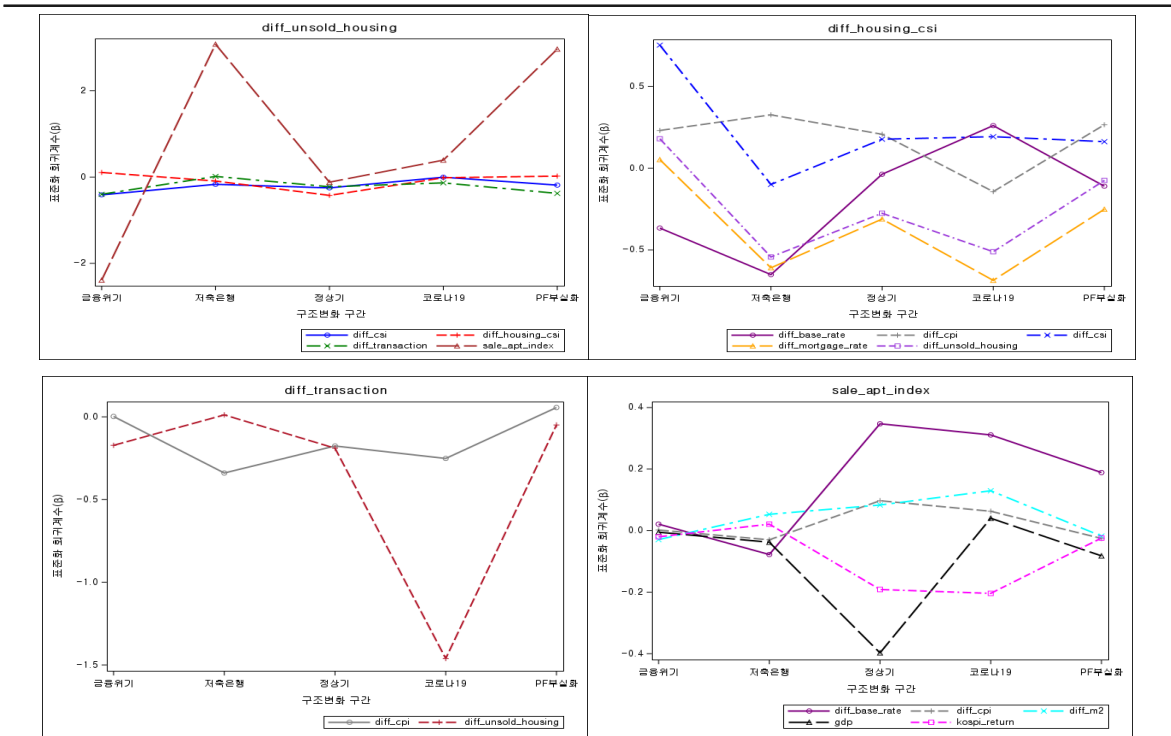
아파트매매지수 모형에서는 기준금리 계수가 대부분 구간에서 양(+)의 값을 유지하면서 정상기와 코로나19 구간에서 일시적으로 작아졌다가 PF 부실화 구간에서 다시 커지는 것으로 추정된다(부록 3-1). 이는 금리 변화가 가격에 미치는 영향이 항상 일정한 것이 아니라, 위기 유형과 정책 여건에 따라 강화되거나 완화될 수 있음을 보여준다. 코로나19 구간에서 통화량,

물가, 추가수익률 등 거시·금융 변수의 계수 절대값이 다른 시기보다 크게 나타난 점은, 이 시기에 주택가격이 실물 공급보다 거시·금융 여건 변화에 더 민감하게 반응했을 가능성을 뚜렷하게 시사한다.

미분양 모형에서는 아파트매매지수 계수가 저축은행 사태와 PF 부실화 구간에서 다른 시기보다 크게 추정된다(부록 3-2). 이 결과는 공급·금융 불안이 부각된 시기에는 가격 수준의 변화가 미분양과 보다 밀접하게 연결되고, 그 밖의 시기에는 두 지표 사이의 연결이 상대적으로 느슨해지는 경향이 있음을 보여준다. 한편 거래량과 부동산심리지수 계수의 구간별 차이는 크지 않아, 미분양이 항상 특정 변수 하나에 의해 설명되기보다는 시기에 따라 가격·수급·심리 요인 가운데 어느 쪽의 비중이 커지느냐가 달라지는 것으로 해석할 수 있다.

거래량 모형에서는 미분양과 소비자물가 계수가 코로나19 구간에서만 음(-) 방향으로 크게 나타나고, 다른 구간에서는 전반적으로 계수 크기가 작게 추정된다(부록 3-3). 이는 팬데믹 시기에 미분양 누적과 물가 상승이 거래 위축과 직접적으로 연결되는 역할을 했던 반면, 금융위기나 PF 부실화 구간에서는 개별

<그림 3> 회귀계수 변화 추이



<표 7> 요한센 공적분 추정 결과 및 VECM 모형 적합도

구간	금융위기	저축은행	코로나19	PF 부실화	정상기
기간	2008m9-2010m12	2011m1-2012m12	2020m3-2021m12	2022m10-2024m12	2013m1-2020m2
lag	1	1	1	1	2
rank	2	3	3	3	2
AIC	45.5641	42.3942	43.2132	39.7657	42.59518
SBIC	46.8011	44.014	44.8498	41.3495	43.3073
unsold_housing R <sup>2</sup>	0.6278	0.5731	0.7516	0.834	0.2564
housing_csi R <sup>2</sup>	0.177	0.5392	0.6441	0.6827	0.334
sale_apt_index R <sup>2</sup>	0.7771	0.9317	0.9667	0.9703	0.7777
transaction R <sup>2</sup>	0.2602	0.13	0.1702	0.2679	0.7056
base_rate R <sup>2</sup>	0.5927	0.6126	0.7666	0.6204	0.1726
cpi R <sup>2</sup>	<b>0.3134</b>	<b>0.7404</b>	<b>0.594</b>	<b>0.4443</b>	<b>0.2787</b>

설명변수의 차이보다 복수의 요인이 동시에 작용하면서 거래 감소가 나타났을 가능성을 보여준다.

부동산 심리지수 모형에서는 기준금리, 주택담보대출금리, 미분양 등의 계수가 금융위기와 코로나19 구간에서 음(-)의 값으로 상대적으로 크게 추정되고, 정상기에는 전반적으로 절대값이 작아지는 양상이 확인된다(부록 3-4). 다시 말해, 시장이 불안정한 시기에는 금리 인상과 재고 증가가 심리 위축과 빠르게 연결되지만, 비교적 안정적인 시기에는 여러 요인이 함께 작용하면서 개별 변수의 영향력이 분산되는 경향이 있다는 점을 보여준다.

전반적으로, 회귀계수의 구간별 차이는 한국 주택 시장에서 어느 시기에 어떤 지표가 상대적으로 더 중요한 역할을 했는지를 비교적 분명하게 보여준다. 금융위기와 코로나19 구간에서는 금리와 물가 등 거시·금융 변수와 부동산 심리지수가 함께 크게 나타나, 거시 여건과 심리적 요인이 시장에 강하게 작용한 시기로 볼 수 있다. 저축은행 사태와 PF 부실화 구간에서는 가격과 미분양 관련 계수가 두드러져, 공급·금융 불안이 누적되는 과정에서 가격 수준과 재고 조정이 중심 축이 되었음을 시사한다. 정상기에는 네 지표의 계수 크기 차이가 전반적으로 작아져, 특정 변수 하나가 시장에 큰 영향을 주기 보다는 가격, 미분양, 거래, 심리가 비교적 균형 있게 작용하는 상태에 가까웠던 것으로 해석할 수 있다.

### 3. VECM 분석

다음 단계에서는 주요 부동산 변수들과 거시경제 변수들의 관계를 장기와 단기로 확인하기 위하여

VECM(오차수정모형) 분석을 활용하였다. 수준 변수 간 스케일 차이를 줄이고 계수 해석을 용이하게 하기 위해 아파트매매지수, 거래량, 미분양, 부동산심리지수, 소비자물가 등은 로그 변환 후 1차 차분하여 사용하였다. <표 7>은 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화, 정상기 등 주요 구조변화 구간별 Johansen 공적분 검정(rank) 결과와 선택된 VECM 적합도를 제시한 것이다. 공적분 검정은 Trace 통계를 기준으로 수행하였으며, 금융위기와 정상기 구간에서는 공적분 관계가 2개(r=2), 저축은행 사태와 코로나19, PF 부실화 구간에서는 3개(r=3) 존재하는 것으로 나타났다(부록 표 4).

VECM 시차는 표본 수 제약과 모형 적합성을 함께 고려하여 설정하였다. 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 구간에서는 관측치가 20개 내외에 불과하여 2시차 이상을 포함할 경우 자유도 손실과 계수 불안정이 크게 나타났다. 이에 따라 이들 구간에서는 1시차 모형을 사용하였고, 상대적으로 표본 수가 많은 정상기 구간에서는 1~4시차 후보 모형의 정보기준(AIC, SBIC)을 비교한 결과 2시차 모형의 적합도가 우수하게 나타나 시차를 2로 설정하였다(표 7의 AIC·SBIC 참조).

VECM의 설명력을 나타내는 각 종속변수별 결정계수(R<sup>2</sup>)를 보면, PF 부실화와 코로나19 구간에서 미분양(0.834, 0.7516), 부동산심리지수(0.6827, 0.6441), 아파트매매지수(0.9703, 0.9667)의 R<sup>2</sup>가 다른 구간보다 높게 나타난다. 이는 위기 시기에 가격, 심리, 재고 조정과 관련된 변수들의 단기 변동이 모형으로 비교적 잘 설명되고 있음을 의미한다. 반면 거래량의 R<sup>2</sup>는 금융위기·코로나19·PF 부실화 구간에서 0.17~0.27

수준에 머무는 반면 정상기에서는 0.71 수준으로 높게 나타나, 평상시에는 시장이 균형상태로 조정되는 과정에서 거래량이 중요한 역할을 하지만 위기 구간에서는 가격·심리·미분양과 같은 변수의 변동성이 상대적으로 더 두드러졌음을 시사한다. 소비자물가와 기준금리의 R<sup>2</sup>는 구간에 따라 차이가 있으나, 저축은행 사태와 코로나19 구간에서 비교적 높게 나타나 이 시기에 거시·금융 여건이 단기 조정 과정에 적지 않은 영향을 미쳤음을 보여준다.

<표 8-1>은 다섯 개 구간에 대해 VECM의 공적분벡터를 이용하여 추정한 장기 균형식을 정리한 것이다. 식 (4-1) ~ 식 (4-4)는 미분양을 기준으로 정규화하여, 미분양·아파트매매지수·거래량·기준금리·소비자물가가 장기적으로 어떤 조합을 이룰 때 균형이 유지되는지를 보여준다. 계수의 부호는 두 변수가 같은 방향으로 움직인다는 의미라기보다, 장기 균형에서 이탈이 발생했을 때 어떤 변수 조합이 어느 방향으로 조정되는지를 나타낸다. 예를 들어 양(+)의 계수를 가진 변수는 그 변수가 증가하면 균형식 전체의 값이 증가하는 효과를 주기 때문에, 균형(0)을 유지하기 위해서는 미분양이나 다른 변수의 감소를 통해 이를 상쇄할 필요가 있으며, 음(-)의 계수를 가진 변수는 그 반대 방향의 조정이 요구된다는 의미로 해석된다.

**금융위기(CE1)**

$$U+3526.701 \times P - 0.8586 \times T - 11491.06 \times R + 10575.66 \times C - 1157704 = 0 \quad (4-1)$$

**저축은행 사태 (CE3)**

$$U - 0.0994 \times T + 22930.64 \times R - 5238.61 \times C + 346079.5 = 0 \quad (4-2)$$

**코로나19 (CE6)**

$$U + 0.1376 \times T - 48481.83 \times R + 12775.63 \times C - 1323591 = 0$$

**PF 부실화 (CE9)**

$$U - 0.1900 \times T + 6769.66 \times R - 2816.61 \times C + 238577.4 = 0 \quad (4-3)$$

**정상기 (CE12)**

$$U - 13.9551 \times T - 323818.9 \times R - 13866.34 = 0 \quad (4-4)$$

미분양: U, 아파트매매지수: P, 거래량: T, 기준금리: R, 소비자물가지수: C

금융위기 기간의 장기균형식(CE1)은 미분양과 소비자물가지수가 양(+), 거래량과 기준금리가 음(-)의 관계가 장기적으로 유지되었음을 보여준다. 이 구간에서는 미분양 수준이 높을 때 상대적으로 낮은 거래량·금리, 높은 물가와 결합되어 나타나는 경우가 평균적으로 많았다는 의미로 볼 수 있다.

이 시기는 글로벌 금융 충격과 내수경기 침체로 인해 부동산 거래량이 크게 감소하고 미분양이 빠르게 누적되었지만 정부의 경기부양책과 부동산 규제 완화(예: 2009년 2·4대책) 등 효과는 일부 시점에서 단기 거래량 증가를 유발하였다. 즉 실제로는 거래 침체가 주된 흐름이지만, 정책적 반응에 예외적인 거래활성화가 미분양 증가와 거래량 증가의 관계에 반영된 것으로 보인다. 또한, 물가 상승은 소비자의 실질 구매력을 약화시켜 미분양 증가로 이어지기 쉬우나, 본 연구 결과는 물가 상승이 오히려 가격 상승 기대를 자극하여 조기 매입 수요를 유도하고 미분양 감소에 기여했을 가능성도 함께 제시한다.

저축은행 사태 기간은 미분양 증가와 거래량, 소비자물가 증가, 금리 감소의 균형관계를 보인다. 이 기간 동안 부동산 시장은 지역별로 상이한 특성을 보였다. 미분양 주택 증가는 주로 지방에서 나타났으며, 5대 광역시 및 기타 지방에서는 다세대·다가구·연립주택 거래량이 20% 이상 증가했지만 수도권에서는 전반적으로 거래량이 감소하였다(허윤경·엄근용, 2011). 즉, 미분양이 늘어나더라도 그 거래의 활성화가 반드시 같은 지역이나 동일한 거래 유형(신규공급/기존주택)에 의한 것은 아니며, 지역과 주택 유형에 따라 각각 상이하게 나타날 수 있음을 시사한다. 소비자물가지수 상승은 실질 구매력 약화로 주택 수요 감소와 미분양 증가에 영향을 준 것으로 판단된다. 한편, 금리 인상이 미분양에 미치는 영향은 금리 변화가 수요와 공급 모두에 영향을 미친다는 점을 동시에 고려해야 한다. 금리 인상은 대출 부담 증가로 주택 수요를 억제하며, 동시에 건설사들의 신규 분양 및 인허가를 축소하는 공급 조정 효과도 유발할 수 있다. 2011년 아파트 입주물량이 2000~2010년 평균 대비 39.6% 감소하여 1990년 이후 최저 수준을 기록한 것은 이 같은 공급 축소 현상을 뒷받침한다.

코로나19 시기는 장기적으로 미분양 감소가 거래량과 소비자물가의 증가, 그리고 금리 하락과 함께 나타나는 균형관계가 형성되었다. 이 기간 경기 부양을

<표 8-1> Johansen VECM 공적분 벡터(장기균형식) 추정 결과

시기/공적분식	unsold_housing	housing_csi	sale_apt_index	transaction	base_rate	cpi	_cons
금융위기 CE1	1	0	3526.701	-0.8586***	-11491.0600***	10575.6600***	-1157704
금융위기 CE2	0	1	-22.0780***	0	13.3785***	13.1328***	56.7434
저축은행 CE3	1	0	0	-0.0994*	22930.6400***	-5238.6100***	346079.5
저축은행 CE4	0	1	0	0.0002	8.8249	-18.7492***	1557.421
저축은행 CE5	0	0	1	-0.0000***	-3.5544***	-0.8093***	20.4404
코로나 CE6	1	0	0	0.1376***	-48481.8300***	12775.6300***	-1323591
코로나 CE7	0	1	0	0.0004***	-53.4564***	21.0209***	-2327.021
코로나 CE8	0	0	1	-0.0001***	-4.1152***	-7.5340***	687.3597
PF부실화 CE9	1	0	0	-0.1900***	6769.6610***	-2816.6100***	238577.4
PF부실화 CE10	0	1	0	-0.0003***	-11.7716***	-0.8618***	52.8138
PF부실화 CE11	0	0	1	0	-3.1850**	-0.4373*	-29.2619
정상기 CE12	1	0	-30694.77	-13.9551***	-323818.9***	-13866.34	7974326
정상기 CE13	0	1	4.1964	0.0012***	40.057***	3.6188	-1246.944

위한 금리인하로 자금 조달 비용이 낮아졌고, 비대면 거래, 주택 관련 세제 혜택, 유동성 공급 확대 등의 정부의 적극적인 재정·통화정책으로 거래량 증가를 유도하였다. 또한 유동성 증가로 인플레이션 상승 기대는 부동산을 상대적으로 안전한 자산으로 인식하게 하여 부동산 투자수요를 높인 것으로 볼 수 있다. 이러한 복합적인 결과 미분양이 감소한 것으로 해석된다.

PF 부실화 구간에서는 미분양과 금리가 양(+) 계수를, 거래량과 소비자물가지수가 음(-)의 관계로, 미분양이 증가할 때 거래량과 소비자물가는 증가하고 금리는 감소하는 균형관계가 나타났다. 금리 상승은 일반적으로 주택 구매 수요를 억제하고 실수요 기반 거래를 위축시키는 역할을 한다. 그러나 이 시기 일부 건설·디벨로퍼는 금융부담 회피나 위험 정리를 위해 미분양 물량을 적극적으로 할인 판매하거나, 대규모 프로젝트를 연기·취소함으로써 시중 미분양 재고의 정리 속도가 가속된 사례도 일부 보고되어 금리 상승에 따른 공급 조정 효과가 미분양 감소의 주요 원인으로 볼 수 있다(노승환·김규림·최연경, 2024). 거래량의 증가는 실수요보다는 PF 부실화와 맞물려 자산 매각, 사업장 정리, 단기 투자 거래 활성화 등 시장 내 불확실성으로 인한 결과이고, 소비자 물가상승은 에너지·원자재 가격 인상, 건설비 부담 등 외부 요인으로 인한 주택시장 수급 구조 변화와 직·간접적으로 연관된 것으로 보인다.

정상기에 들어서 박근혜 정부의 4.1 부동산 대책(2013년)과 후속 규제 완화 정책은 시장 활성화에 중

요한 역할을 하였고, 부동산 시장은 저축은행 사태 이후 점진적으로 회복되었다. 이 시기는 미분양이 양(+), 거래량과 금리가 음(-)의 계수를 가져 미분양 증가 시 거래량과 금리가 증가하는 균형관계를 갖는데 이는 몇 가지 요인에 의해 설명된다. 첫째, 정부의 규제 완화와 부양 정책이 시장에 유동성을 제공하여 거래 활동이 증가하였는데 이러한 유동성 공급은 단기적으로 시장의 과열을 초래하여 미분양 증가로 이어질 수 있음을 시사한다. 둘째, 금리가 하락하면서 대출 여건이 개선되었으나, 이는 또한 부동산 시장에 대한 투기적 수요를 자극하여 단기적인 거래 증가와 함께 공급 과잉이 나타나 미분양이 증가하였다.

따라서 본 연구의 VECM 장기균형 분석 결과는 실제 시장 전개 과정을 완전히 설명하기보다는, 단기적인 금융·정책 충격, 비정상 거래, 지역별 편차 등이 반영된 평균적인 장기 관계를 요약한 것으로 이해할 필요가 있다.

<표 8-2>는 구간별 VECM에서 추정된 오차수정항(ECM) 계수를 나타낸다. PF 부실화 구간에서는 미분양 방정식의 오차수정항 계수가 대부분의 장기식에서 음(-)의 값으로 통계적으로 유의하게 추정되어, 장기균형에서 이탈이 발생할 경우 미분양이 그 불균형에 민감하게 반응하는 변수로 나타난다. 반면 정상기에는 미분양의 ECM 계수가 통계적으로 유의하지 않아, 이 시기에는 미분양이 단기 조정에 뚜렷하게 관여하지 않는 것으로 해석된다. 다른 위기 구간에서도 일부 공적분식에서 미분양의 ECM 계수가 유의하게 나타

<표 8-2> 구간별 오차수정항 계수

시기/ECM	D_unsold_housing	D_housing_csi	D_sale_apt_index	D_transaction	D_base_rate	D_cpi
금융위기_ce1	-0.0156	0.0002	-0.0000***	0.2411**	0	0
금융위기_ce2	-131.4880***	-0.1766	0.0083***	163.6364*	0.0111***	0.0002
저축은행_ce3	-0.2490**	0.0009***	0	1.5509	0	0.0000***
저축은행_ce4	39.5232	-0.3527***	0.0023	-507.0201	0.0058***	0.0026
저축은행_ce5	1183.621	-4.5154**	-0.1918***	1589.919	0.0946***	0.3091***
코로나_ce6	0.1128*	0.0005***	-0.0000***	0.3565	0.0000***	-0.0000**
코로나_ce7	-21.4258	-0.1442**	0.0274***	-89.1294	0	0.0163***
코로나_ce8	-423.4255***	0.9234***	0.0455**	2829.157	0.0160**	0.0572***
PF부실화_ce9	-0.3502***	0.0003***	-0.0000***	0.4559**	0.0000**	0
PF부실화_ce10	-672.3921***	-0.1829	0.0375***	417.5117	0.0312*	0.004
PF부실화_ce11	382.4000***	-0.1599	-0.0863***	133.1159	0.0163	0.0242***
정상기_ce12	-0.0089	-0.0000***	0	0.2948***	0	-0.0000***
정상기_ce13	-77.2771	-0.5379***	0.0071**	2594.8***	-0.0052*	-0.0299***

유의성 첨자: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*p<0.1 (z값/p값 기준)

<표 9> 전체 구간 VECM -장기균형관계

공적분식	unsold_housing	housing_csi	sale_apt_index	transaction	cpi	base_rate	_cons
CE1	1	0	0	3.5483***	4299.0680***	11256.67	-766395.7
CE2	0	1	0	-0.0006***	0.1329	-5.3310***	-66.5921
CE3	0	0	1	0	-1.0928***	3.1981***	23.4646

유의성 첨자: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*p<0.1 (z값/p값 기준)

나, 심각한 시장 충격과 불확실성 하에서는 미분양이 수급 불균형에 비교적 민감하게 반응하는 지표임을 시사한다. 이러한 결과는 위기기에는 가격이나 거래량보다 미분양이 수급 불균형 변화에 먼저 반응하면서 시장 조정 과정에서 중요한 역할을 수행할 수 있음을 시사한다.

<표 9>는 전체 구간을 대상으로 한 VECM (lag=3, rank=3)결과의 장기균형식이다.<sup>5)</sup> 미분양 방정식에서는 거래량, 소비자물가, 기준금리 등 일부 변수의 계수가 통계적으로 유의한 음(-) 값을 보여, 거래가 늘고 물가나 금리가 오를 때 미분양이 줄어드는 관계가 나타난다. 이는 수요 확대, 경기 상승, 금융 환경 개선 등이 미분양 해소로 이어진다는 전통적인 시장 논리와 대체로 일치하는 결과이다. 부동산심리지수와 아파트매매지수 기준의 장기균형식 역시 경제적 직관과 크게 모순되지 않는 구조를 보인다. 이러한 장기균형관계는 구간별 VECM에서 일부 위기 시기(특히

코로나19, PF 부실화 구간)를 중심으로 나타난 미분양-거래-금리 관계의 특이성이 계량 모형 자체의 오류라기보다 각 시기의 정책 대응과 금융환경, 거래 구조 변화가 반영된 결과임을 시사한다. 다시 말해, “장기적으로는 전통적인 관계가 유지되지만, 특정 위기 구간에서는 정책·금융 충격에 따라 미분양과 다른 변수 간 연계가 일시적으로 다르게 나타날 수 있다”는 점을 전체기간 분석이 뒷받침한다.

앞서 제시한 회귀계수 변화와 VECM 장·단기 결과는 각 구간에서 미분양과 가격, 거래, 금리, 물가 사이의 관계를 통계적으로 보여준다. <표 10>은 이러한 계량 결과를 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화, 정상기의 주요 정책·금융 여건과 함께 제시하여, 각 시기별 정책·금융 환경 속에서 미분양이 어떻게 누적되거나 해소되었는지 해석할 수 있도록 구성한 것이다. 금융위기에는 금리 인하와 유동성 공급, 저축은행 사태와 PF 부실화 구간에는 부실 정리

5) 전체 기간 VECM 및 공적분식 산출 과정과 구체적 계수, 검정 통계량 등은 <부록>에 별도로 제시하였으며, 본문에서는 시차 3과 rank 3에 근거한 결과의 장기 균형 관계를 제시하였다.

<표 10> 주요 구간별 정책·금융환경과 장기 균형관계

구간	주요 정책 및 시행일(명칭/내용)	위기사 균형관계에 대한 해석·추론
금융위기	- 2008.10~2009.2: 기준금리 6회 인하 (5.25%→2%) - 2008.10: '공적자금관리특별법' 개정 - 2008.10~12: 채권시장안정펀드, 은행자본 확충 펀드 운영	금융·경제 불안, 특수 거래구조 변화 → 거래량·미분양 동반 증가, 물가 하락. 조기 부양책(2009년 2·4대책 등)으로 일부 시점 거래량이 단기 증가 → 통계에 동반 상승 관계로 반영. 일부는 인플레이 기대에 따른 조기 매입으로 미분양 감소.
저축은행 사태	- 2011.1~2012.5: 부실 저축은행 영업정지 (삼화 2011.1, 부산 등 2011.2 등, 2011~2012년 16곳 영업정지) - 부실저축은행 인수합병(M&A), 예금보험공사(예보)가 부실은행 인수 후 가교저축은행, 정리 후 재매각(2011~12) - PF 배드뱅크 및 구조조정 확대(2011.5)	수도권 거래↓, 지방 다세대·다가구·연립 거래 ↑ 공급 과잉·경기 침체·인구 감소 → 지방 중심 미분양 누적 구매력 ↓ → 수요 위축 → 미분양 ↑ 수요 억제, 공급(인허가·분양) 축소 → 미분양 ↓ 신규공급: 2011년 입주물량 최저(19만 호, 평년비 40%↓)
코로나19	- 2020.3, 5: 기준금리 인하(1.25%→0.75%→0.5%) - 2020.5: 코로나19 긴급제한지원금 - 2020.6: '주택시장 안정 보완대책' - 유동성 지원 및 임대차 규제완화 등	초저금리·재정확대 → 거래·물가 상승, 미분양 감소. 금리인하 → 대출비용 절감·수요 확대. 물가상승 → 안전자산 인식 강화·투자수요 증가.
PF 부실화	- 2022년 하반기~: 기준금리 인상 (2021.8~2023.1, 0.5%→3.5%) - 2022~2024: 'PF 연착륙 대책'(2023.5~), '금융회사 한시적 대출규제 강화', DSR·LTV 강화, 2금융권 PF 건전성 강화방안(금융위) - PF 대출 한도, 금융투자사의 위험가중치 조정 등 꾸준한 규제	실화 금리급등·금융규제 → 금융비용↑·수요↓, 비정상 거래로 거래량 일부 증가. 할인분양·사업연기·취소 → 재고 해소, 거래는 실수요보다는 불확실성 대응 매매 중심 물가상승 → 건설·원자재 비용 압력.
정상기	- 2013.4.1: '서민 주거안정을 위한 주택시장 정상화 종합대책(4.1 부동산대책), - 취득세 한시감면, LTV 완화 등(박근혜 정부)	규제완화·경기회복 → 거래·수요 확대, 단기과열·공급과잉 위험. 금리인하 → 투기수요 자극·미분양 증가 가능. 정책효과·수요 변화로 단기조정 기능 약화.

와 공급 조정, 코로나19와 정상기에는 초저금리·규제완화 등 정책 조합이 작동하면서, 계량 분석에서 나타난 미분양-가격-거래-금리 관계가 어떤 배경에서 형성되었는지를 뒷받침한다.

종합하면 본 연구는 외부 충격 시기별로 부동산시장 변수들의 역할 변화와 조정 기능을 체계적으로 분석했다는 점에서 기존 연구들과 차별점을 가진다. 특히, 여러 외부 충격에 대한 구조변화를 계량적으로 식별한 뒤 구간별 분석을 수행함으로써, 미분양이 일부 위기 구간에서 단순한 결과 지표를 넘어 가격·거래·금리 등과 함께 균형 조정 과정에 적극적으로 관여하는 모습이 나타남을 확인하였다. 이러한 결과는 미분양이 부동산시장 안정성 평가와 정책 결정에서 활용 가능한 조기 경보 지표로 기능할 수 있음을 시사한다.

## V. 결론

본 연구는 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 등 반복적인 외부 충격과 정책·금융 환경 변화 속에서 한국 부동산시장의 주요 지표들이 시기별로 어떻게 변해 왔는지, 그리고 변수 간 관계가 구조적으로 달라졌는지를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 2007~2024년 월별 자료를 구축한 후 CUSUM·Chow 검정으로 구조변화 가능성이 높은 시점을 확인하고, 금융위기·저축은행 사태·정상기·코로나19·PF 부실화로 구분한 구간별 회귀모형과 VECM을 통해 부동산 가격, 거래량, 미분양, 부동산 심리지수 및 거시·금융 변수의 영향력과 장·단기 조정 관계를 비교하였다.

첫째, 네 가지 핵심 지표(부동산 가격, 거래량, 미분양, 부동산 심리지수)는 공통적으로 주요 충격 시점에서 큰 변화를 보였으나, 변화 시기와 방향, 충격 이후

의 조정 속도는 서로 다른 모습을 나타냈다. CUSUM 검정에서는 네 변수 모두에서 전체 기간에 걸친 계수 안정성 가설이 기각되어 단일 계수 모형으로는 장기 시계열을 설명하기 어렵다는 점이 확인되었고, Chow 검정 결과 미분양과 부동산 가격은 대부분의 사건 시점에서 충격 전후 계수가 통계적으로 다른 것으로 나타난 반면, 거래량과 심리지수는 일부 시점을 제외하면 구조 변화가 뚜렷하지 않아 외부 충격이 가격·공급 관련 지표에 상대적으로 강하게 작용했음을 시사한다.

둘째, 구조변화 구간별 표준화 회귀계수 비교에서는 위기 시기와 정상기 사이에 변수별 영향력의 크기와 방향이 달라지는 모습이 확인되었다. 아파트매매지수 모형에서는 기준금리와 통화량, 물가, 주가수익률 등의 계수가 코로나19 구간에서 상대적으로 큰 절대값을 보여 이 시기에 거시·금융 변수에 대한 가격의 민감도가 강화된 것으로 나타난다. 거래량 모형에서는 코로나19 구간에서 미분양과 물가 계수가 다른 구간에 비해 더 큰 음(-)의 값을 보여, 이 시기에 수급 불균형과 인플레이션 압력이 거래 위축과 밀접하게 연관되었음을 시사하나, 금융위기나 PF 부실화 구간에서는 개별 변수의 영향력 차이가 상대적으로 제한적으로 나타났다. 미분양 모형에서는 아파트매매지수 계수가 저축은행 사태와 PF 부실화 구간에서 크게 추정되어 일부 시기에는 가격 수준의 변화가 미분양 조정과 밀접하게 연계되어 있었음을 보여주며, 부동산 심리지수 모형에서는 금융위기와 코로나19 시기에 금리·미분양 등의 영향력이 상대적으로 크게 나타난 반면 정상기에는 전반적으로 계수의 절대값이 작아지는 경향이 확인되어 시장이 불안정할수록 심리가 거시·금융 및 수급 지표에 더 민감하게 반응함을 시사한다.

셋째, 구간별 VECM 분석 결과는 장기균형관계와 단기 오차수정 과정을 통해 이러한 구간별 차이를 보완적으로 확인해 준다. 장기균형식에서는 전체 기간을 대상으로 할 때 미분양·거래·금리·물가 사이에 수요 확대와 금융여건 개선이 미분양 해소와 결부되는 전통적인 관계가 유지되는 것으로 나타난 반면, 일부 위기 구간에서는 거래·금리와 미분양의 조합이 평상시와 다른 방향으로 나타나 정책 대응과 금융환경 변화가 장기 관계에도 영향을 미칠 수 있음을 보여 준다. 오차수정항 계수에서는 PF 부실화 구간을 중심으로 미분양에 대한 조정 계수가 다른 변수에 비해

유의하게 크게 나타나, 이 시기에는 장기균형에서 이탈이 발생할 때 미분양이 수급 불균형 변화에 특히 민감하게 반응하는 지표로 기능했음을 시사한다. 다만 이러한 결과는 조정 속도와 방향을 보여주는 통계적 근거로 해석하되, 그랜저 인과검정이나 충격반응함수 분석을 수행한 것은 아니므로, 미분양의 일방적인 인과적 영향력으로 일반화하기보다는 위기 시기 조정 과정에서의 상대적 역할 변화에 초점을 두어 해석할 필요가 있다.

종합하면, 한국 부동산시장은 하나의 고정된 구조로 설명되기보다는 외부 충격과 정책·금융 여건 변화에 따라 주요 변수의 영향력이 시기별로 재배분되는 특성을 가진다. 같은 충격이라도 가격, 거래량, 미분양, 심리지수에 미치는 영향과 조정 속도가 서로 다르게 나타나며, 위기 시기에는 거시·금융 변수와 수급 지표의 역할이 상대적으로 커지고 비교적 안정적인 시기에는 여러 요인의 영향력이 분산되는 경향이 확인된다. 이는 부동산시장 정책을 설계할 때 특정 시기의 경험적 관계를 단순히 일반화하기보다, 충격의 성격과 당시 금융·정책 환경, 수급 여건을 함께 고려하여 변수 간 관계가 달라질 수 있다는 점을 전제로 삼아야 함을 시사한다.

본 연구는 전국 단위 총량 자료를 사용하였기 때문에 지역별·주택 유형별 이질성이 충분히 반영되지 못했고, 구조변화 구간별 표본 수가 제한적이어서 회귀계수와 VECM 계수의 차이를 세밀하게 식별하기에는 제약이 있다는 한계가 있다. 또한 일부 변수의 결측 구간에 대해 선형보간법과 다중대체법을 적용하였으나 급격한 충격과 비선형 조정 과정을 완전히 반영하기는 어렵고, 표준화 회귀계수의 비교와 VECM 결과 역시 표본 구성과 공분산 구조에 영향을 받을 수 있다. 향후 연구에서는 지역·유형별 세분화된 자료를 활용하고, 시차 구조와 전이 효과를 보다 정교하게 반영하는 모형, 그랜저 인과검정과 충격반응함수, 그리고 보다 유연한 구조변화 검정 기법을 적용함으로써, 외부 충격 시기별 부동산시장 반응과 조정 과정을 보다 세밀하게 규명할 필요가 있다.

논문접수일 : 2025년 10월 15일

논문심사일 : 2025년 12월 2일

게재확정일 : 2025년 12월 25일

## 참고문헌

1. 강경애·김종진, “거시경제의 변화가 주택미분양에 미치는 영향에 관한 연구”, 『주거환경』 제15권 제2호, 2017, pp. 193-207
2. 고희운·강상훈, “한국주택시장에서의 전이효과 분석: 분위별 전이지수 방법 활용”, 『주택금융연구』 제7권 제1호, 2023, pp. 131-152
3. 김동환, “VECM 모형을 이용한 주택시장과 거시경제변수 관계 분석”, 『대한부동산학회지』 제33권 제2호, 2015, pp. 181-205
4. 김상현, “거시경제변동 전후 한국주택시장의 구조적 변화 분석”, 한양대학교 박사학위논문, 2019
5. 김상현·김재준, “글로벌 금융위기 전후 금융시장 변동이 주택시장에 미치는 영향 분석”, 『한국산학기술학회 논문지』 제17권 제4호, 2016, pp. 480-488
6. 김용순·권치흠·이경애·이현림, “2008년 금융위기 이후 부동산가격 결정요인 변화 분석”, 『토지주택연구』 제2권 제4호, 2011, pp. 367-377
7. 김용욱·김새힘·황준원·조미정, “청년 1인 가구의 주거환경이 주거와 삶의 만족도에 미치는 영향: 다른 연령 집단과의 비교를 중심으로”, 『토지주택연구』 제14권 제2호, 2023, pp. 19-34
8. 김우수·장성구, “주택매매소비심리의 변화가 주택매매시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 『부동산학보』 제94권, 2024, pp. 53-64
9. 김정주, “부동산 PF 위기 원인 진단과 향후 정책과제”, 『미래성장연구』 제9권 제1호, 2023, pp. 101-128
10. 노승환·김규림·최연경, “부동산PF 관련 주요 이슈와 향후 전망”, 『Issue Monitor』, April, 2024
11. 박정수·성주환, “COVID-19 등 팬데믹 이후의 부동산시장에 관한 연구”, 『주거환경 (한국주거환경학회논문집)』 제20권 제4호, 2022, pp. 1-20
12. 서상원·이상근, “VECM 을 활용한 주택시장분석: 주택공급을 중심으로”, 『부동산학연구』 제30권 제4호, 2024, pp. 43-57
13. 송준혁, “구조 변화를 감안한 우리나라 주택시장 분석”, 『응용경제』 제14권 제1호, 2012, pp. 151-186
14. 양지영, “벡터오차수정모형을 이용한 시기별 미분양주택 영향요인 분석”, 『주택금융연구』 2024, pp. 99-131
15. 유승동, “전월세시장의 구조적 변화”, 『주택도시금융연구』 제6권 제2호, 2021, pp. 23-32
16. 이보형·홍우형, “금융위기 전후 부동산시장과 주식시장의 상호영향에 관한 연구”, 『신용카드리뷰』 제13권 제3호, 2019, pp. 14-31
17. 이상영, “금융위기 이후 부동산시장의 구조변화와 전망”, 『동향과 전망』 2011, pp. 113-146
18. 이영선·이태욱, “변동성 변화와 장기역성을 구분하는 CUSUM 검정통계량에 대한 실증분석”, 『응용통계연구』 제27권 제2호, 2014, pp. 291-305
19. 이영수, “우리나라 주택가격의 국면별 시계열 특성 비교”, 『부동산분석』 제6권 제3호, 2020, pp. 21-34
20. 이호일·허준명·노승한, “국내 주택 미분양 결정요인에 관한 연구: 수도권과 비수도권을 중심으로”, 『주택금융연구』 2024, pp. 127-148
21. 전해정, “글로벌 금융위기 전·후로 거시경제변수와 부동산 시장 간의 관계에 대한 연구”, 『부동산학보』 제58권, 2014a, pp. 33-45
22. 전해정, “미분양주택량 결정요인에 관한 실증분석”, 『부동산학보』 제56권, 2014b, pp. 110-122
23. 전해정, “소비심리와 코로나-19 가 지역별 주택시장에 미치는 영향”, 『인문사회 21』 제12권 제5호, 2021, pp. 3211-3220
24. 조경준, “주택 투자심리 변화가 주택시장 구조 변화에 미치는 영향”, 『국토연구』 2013, pp. 113-127
25. 조재형·김재태, “거시경제환경 및 주택매매 소비심리가 아파트 매매가에 미치는 영향 분석-코로나 19 전후 영향력 비교를 중심으로”, 『주거환경』 제23권 제1호, 2025, pp. 75-95
26. 조태진, “심리지수가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 『주택연구』 제22권 제3호, 2014, pp. 25-48
27. 주종웅, “부동산정책에 따른 투자심리와 주택가격 변화에 관한 연구”, 서울대학교 대학원 박사학위논문, 2023
28. 주종웅·권영상, “주택가격 상승기의 부동산 규제정책이 투자심리와 주택가격에 미치는 영향-서울시를 중심으로”, 『부동산분석』 제9권 제2호, 2023, pp. 1-31
29. 최숙현·김종진, “거시경제변수와 주택매매소비심리의 관계에 관한 연구”, 『주거환경』 제16권 제1호, 2018, pp. 291-302
30. 최윤영·김지현·조경철, “SVAR 모형을 이용한 대출금리, 주택소비심리 주택시장 간의 파급효과 분석”, 『국토연구』 2017, pp. 3-20
31. 허윤경·엄근용, “2011년 주택. 부동산 경기 전망”, 2011
32. 황관석·김지혜·이운상, 『미분양주택 변동원인과 대응방향 연구』, 국토연구원, 2023
33. 황관석·김지혜·이운상, 『미분양주택 위기단계별 정책 대응방향』, 국토연구원, 2024

<국문요약>

## 국내 부동산시장의 구조변화와 가격·거래·심리·미분양 지표의 역할 변화

김 나 영 (Kim, Nayeong)  
황 영 재 (Hwang, Youngjae)

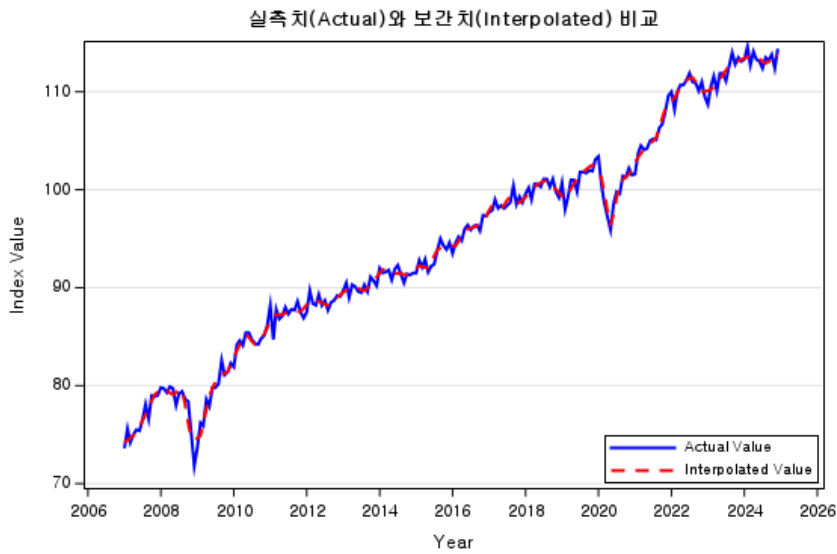
본 연구는 글로벌 금융위기, 저축은행 사태, 코로나19, PF 부실화 등 외부 충격과 정책·금융 환경 변화에 따라 부동산 가격, 거래량, 부동산심리지수, 미분양 간 관계와 시장 구조가 어떻게 달라졌는지를 분석한다. 2007년 1월부터 2024년 12월까지 월별 자료를 이용해 CUSUM과 Chow 검정으로 구조변화 가능성이 높은 시점을 진단하고, 금융위기·저축은행 사태·정상기·코로나19·PF 부실화로 구분한 구간별 회귀계수 변화를 비교하였다. VECM을 통해 미분양, 가격, 거래량, 심리지수와 거시·금융 변수 간 장기 공적분 관계와 단기 조정력을 시기별로 살펴본 결과, 공급·금융 리스크가 집중된 구간에서는 미분양이 수급 불균형 변화에 민감하게 반응하는 지표인 반면 정상기와 코로나19 구간에서는 미분양의 조정 역할이 약화되고 가격·거래·심리의 비중이 커지는 것으로 나타났다. 이는 한국 부동산시장의 구조와 변수 간 상호작용이 외부 충격과 정책·금융 여건에 따라 달라지며, 특히 위기 국면에서 미분양이 수급 불균형을 파악하는 보조 지표로 활용될 수 있음을 시사한다.

주 제 어 : 구조 변화, 위기구간, 부동산가격·거래, 시장심리, 거시·금융환경

## 부록

<부록 1> 보간법 타당성 검증결과

변수	평균	표준편차	최소	최대
실제값	94.756	15.152	71.8	114.6
추정치	94.755	11.131	74.191	113.776



<부록 2> SAS setwise 변수선정기준-누적 R<sup>2</sup>값

변수	diff_housing_csi		diff_transaction		sale_aprt_index		diff_housing_csi	
Step 1	diff_csi	-0.0736	diff_unsold_housing	-0.0307	diff_m2	-0.1306	diff_csi	-0.0736
Step 2	diff_mortgage_rate	-0.1336	diff_cpi	-0.0581	diff_base_rate	-0.1895	diff_mortgage_rate	-0.1336
Step 3	diff_unsold_housing	-0.1766	-		gdp	-0.2331	diff_cpi	-0.1615
Step 4	diff_cpi	-0.2047	-		diff_cpi	-0.2527	diff_base_rate	-0.1838
Step 5	diff_base_rate	-0.2224	-		kospi_return	-0.2651	-	
최종R <sup>2</sup>	0.2224		0.0581		0.2651		0.1838	
C(p)	0.47		-4.25		1.59		0.98	
Cond.No	27.78		4.01		27.76		17.71	

- C(p) 기준: 0.98-1.59 범위의 낮은 C(p) 값으로 과도한 변수 포함 없음
- Condition Number: 모두 30 이하로 다중공선성 문제 없음
- 유의성: 모든 최종 선택 변수 p<0.05 수준에서 유의

<부록 3> 구조변화 구간별 표준화 회귀계수

3-1. 아파트매매지수 모형					
변수	금융위기	저축은행	정상기	코로나19	PF부실화
부동산심리지수	0.107 (1.01)	-0.092 (-0.69)	-0.424** (-4.35)	-0.016 (-0.10)	0.022 (0.07)
거래량	-0.399 (-1.48)	0.016 (0.18)	-0.225** (-2.57)	-0.134 (-2.16)	-0.378 (-0.80)
부동산가격	-2.389 (-0.99)	3.079** (3.74)	-0.118 (-1.09)	0.393** (2.82)	2.965** (4.03)
KOSPI 수익률	-0.413** (-3.04)	-0.168 (-1.29)	-0.250** (-2.22)	-0.003 (-0.05)	-0.186 (-0.83)
3-2. 미분양 모형					
변수	금융위기	저축은행	정상기	코로나19	PF부실화
부동산심리지수	0.107 (1.01)	-0.092 (-0.69)	-0.424** (-4.35)	-0.016 (-0.10)	0.022 (0.07)
거래량	-0.399 (-1.48)	0.016 (0.18)	-0.225** (-2.57)	-0.134 (-2.16)	-0.378 (-0.80)
부동산가격	-2.389 (-0.99)	3.079** (3.74)	-0.118 (-1.09)	0.393** (2.82)	2.965** (4.03)
KOSPI 수익률	-0.413** (-3.04)	-0.168 (-1.29)	-0.250** (-2.22)	-0.003 (-0.05)	-0.186 (-0.83)
3-3. 거래량 모형					
변수	금융위기	저축은행	정상기	코로나19	PF부실화
미분양	-0.172 (-1.39)	0.012 (0.03)	-0.189** (-2.16)	-1.461** (-2.39)	-0.049 (-0.66)
소비자물가지수	0.003 (0.02)	-0.339 (-1.16)	-0.176 (-1.90)	-0.251 (-0.96)	0.057 (0.78)
3-4. 부동산심리지수 모형					
변수	금융위기	저축은행	정상기	코로나19	PF 부실화
절편	0.02 (0.04)	-0.25 (-1.44)	0.06 (0.76)	0.09 (0.57)	0.05 (0.54)
기준금리	-0.37 (-1.95)	-0.65** (-2.45)	-0.04 (-0.30)	0.26 (1.66)	-0.11 (-0.88)
주택담보대출금리	0.05 (0.29)	-0.61 (-1.53)	-0.31** (-2.40)	-0.69** (-3.20)	-0.25** (-2.49)
부동산 심리지수	0.75** (2.66)	-0.10 (-0.50)	0.18 (1.70)	0.19** (2.64)	0.16 (1.27)
미분양	0.18 (0.47)	-0.54 (-1.56)	-0.28** (-3.50)	-0.51** (-2.12)	-0.07 (-0.72)
소비자물가지수	0.23 (0.66)	0.33 (1.77)	0.21** (2.58)	-0.14 (-1.29)	0.27** (2.91)

주: 계수는 표준화 회귀계수이며, 괄호 안 숫자는 t값이다. \*\*는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

<부록 4> 위기 구간별 Johansen 공적분 검정 결과

변수	평균	랭크가설	trace 통계	5% 임계값
금융위기	2008.09-2010.12	$r = 0$	147.42	94.15
		$r \leq 1$	80	68.52
		$r \leq 2$	42.81*	47.21
저축은행 사태	2011.01-2012.12	$r = 0$	154.59	94.15
		$r \leq 1$	84.28	68.52
		$r \leq 2$	43.42*	42.21
		$r \leq 3$	18.16*	29.68
코로나19	2020.03-2021.12	$r = 0$	158.21	94.15
		$r \leq 1$	107.3	68.52
		$r \leq 2$	59.3	47.21
		$r \leq 3$	26.39*	29.68
PF 부실화	2022.01-2024.12	$r = 0$	229.83	94.15
		$r \leq 1$	127.1	68.52
		$r \leq 2$	63.36	47.21
		$r \leq 3$	24.56*	29.68
정상기	2013.01-2020.02	$r = 0$	170.61	94.15
		$r \leq 1$	77.06	68.52
		$r \leq 2$	38.05*	47.21

\*각 기준별 최소값에 \*표시

<부록 5-1> 전체기간 VECM 최적 시차(lag) 선정 결과

lag	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	3.9e+22	69.0411	69.0795	69.1361
1	2.0e+13	47.6571	47.9258	48.322
2	4.8e+12	46.230	46.7291	47.465*
3	3.6e+12*	45.9322*	46.6617*	47.7371
4	3.9e+12	46.0045	46.9644	48.3795

\*각 기준별 최소값에 \*표시

<부록 5-2> 전체기간 Johansen 공적분 추정 결과 표

rank	trace	5% critical	결론	SBIC
0	164.8632	94.15	기각	69.1361
1	104.4389	68.52	기각	48.322
2	53.3216	47.21	기각	47.465*
3	27.9834*	29.68	기각 불가	47.7371
4	9.7997	15.41	기각 불가	48.3795

<부록 5-3> 전체기간 장기 균형관계 추정 결과 (Cointegrating Vector, rank=3)

공적분식	unsold_housing	housing_csi	sale_aprt_index	transaction	cpi	base_rate
CE1	1	0	0	3.5483***	4299.0680***	11256.67
CE2	0	1	0	-0.0006***	0.1329	-5.3310***
CE3	0	0	1	0	-1.0928***	3.1981***

유의성 척자: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 (z값/p값 기준)

<부록 5-4> 전체기간 VECM 오차수정항 결과

항목	D_unsold_housing	D_housing_csi	D_sale_aprt_index	D_transaction	D_cpi	D_base_rate
ECM(ce1)	-0.0053	-0.0000***	0.0000**	-0.0991***	0	0
ECM(ce2)	-74.4053*	-0.0853	0.0019	173.8936	0.0052*	0.0055***
ECM(ce3)	183.5986***	-0.2410**	-0.0028	-213.2437	0.0213***	0.0004
Δ1 unsold_housing	0.4553***	-0.0003**	0	-0.0274	0	0
Δ2 unsold_housing	-0.2273***	0.0003**	0	0.0581	0	0.0000***
Δ1 housing_csi	93.2280*	-0.2487***	0.0070***	342.9900*	-0.0009	-0.0040**
Δ2 housing_csi	24.9566	-0.122	0.0050**	483.9336***	-0.0033	-0.0012
Δ1 sale_aprt_index	-3836.3060**	3.1043	0.7553***	14192.5300**	0.0104	-0.0598
Δ2 sale_aprt_index	4208.2330**	-4.2802	0.1481**	-15063.8100**	-0.0476	0.0676
Δ1 transaction	-0.0009	0	0	-0.0911	-0.0001	0.0000***
Δ2 transaction	0.0042	0	0	-0.0808	0	0.0000***
Δ1 cpi	-448.5314	3.0594*	0.0679*	-3554.558	0.2823***	0.0492
Δ2 cpi	-188.9011	-0.9298	-0.0558	3766.553	-0.3379***	0.0156
Δ1 base_rate	-257.3697	3.2957	0.0687	-68.484	0.0865	0.1111*
Δ2 base_rate	1148.075	-13.7638***	-0.101	-5555.625	-0.0686	0.2944***
R	0.412	0.2714	0.8942	0.3607	0.4287	0.3343
AIC	49.98401	SBC	47.64099			

- \*, \*\*, \*\*\*는 p<0.1, p<0.05, p<0.01에서 유의함
- 각 계수 아래 행은 p값
- Δ1: 1시차 차분(Δx<sub>t-1</sub>), Δ2: 2시차 차분(Δx<sub>t-2</sub>)
- 표 하단에 설명 추가: “Δ1, Δ2는 각각 1·2시차 차분임”