

서울시 규제지역 해제 이후 아파트 매매가격의 상대적 동태경로 분석: 강남권과 비강남권의 비교를 중심으로

Relative Dynamic Paths of Apartment Sale Prices after Deregulation of Speculative Control Zones in Seoul: Comparing Gangnam and Non-Gangnam Areas

서정호 Seo Jeonghyo*, 변창흠 Byeon Changheum**, 최진호 Choi Jinho***

Abstract

This study examines the relative price dynamics of apartment prices in Seoul following the January 2023 deregulation of speculative control zone designations across 21 non-Gangnam districts, while considering the Special Bogeumjari Loan as part of the contemporaneous policy-finance environment. Using district-level monthly panel data, the study applies difference-in-differences and event-study models to examine both the average relative change and its dynamic adjustment paths.

The results show that deregulation did not lead to a relative price increase in non-Gangnam areas. Instead, non-Gangnam districts followed a weaker relative price path than Gangnam, with the gap gradually widening over time. The results of pre-trend and placebo tests suggest limitations in interpreting the estimates as the isolated policy effect of deregulation. The findings suggest that Seoul's post-deregulation housing market should be understood as a differentiated adjustment process shaped by overlapping policy measures, policy-finance conditions, and submarket structure.

Keywords: Deregulation of Speculative Control Zones, Special Bogeumjari Loan, Relative Price Dynamics, TWFE DID, Event-study DID

I. 서론

주택시장은 금리, 신용공급, 세제, 공급여건, 정책기대 등 다양한 요인이 상호작용하는 복합적 구조를 지니며, 정부의 부동산정책 또한 개별 수단이 아닌 금융, 세제, 청약, 거래와 관련된 규제 등이 결합된 정책 패키지 형태로 운용되는 경우가 일반적이다. 특히 규

제지역의 지정과 해제는 단일 규제의 조정이 아니라 대출, 세제, 청약 및 거래 규제의 적용 범위를 동시에 변화시키는 제도적 조치라는 점에서 주택시장에 미치는 영향이 크다(김문성, 배형 2012; 김대원, 유정석 2014). 그러나 이러한 정책효과는 모든 지역에 균등하게 나타나기보다, 지역의 가격수준, 수요구조, 시장기대, 거래특성 및 차입제약의 정도에 따라 상이한

* 세종대학교 경영학과 박사과정(제1저자) | Ph.D. Student, Dept. of Business Administration, Sejong Univ. | Primary Author | inyourhands72@gmail.com

** 세종대학교 행정학과 교수 | Prof., Dept. of Public Administration, Sejong Univ. | changbyeon@sejong.ac.kr

*** 세종대학교 경영학과 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Business Administration, Sejong Univ. | Corresponding Author | jhchoi@sejong.ac.kr

방향과 강도로 나타나는 경향이 있다(김대원, 유정석 2014). 또한 규제지역 지정 및 해제는 단순한 가격수준뿐 아니라 시장심리와 과열 가능성에 대한 판단과도 밀접하게 관련된다. 최선영, 이승훈, 진찬우, 이정훈(2016)은 부동산 과열지역 평가에서 부동산시장 소비심리지수의 활용 가능성을 검토하면서, 주택시장 과열 여부를 판단할 때 가격지표뿐 아니라 시장참여자의 기대와 심리적 요인을 함께 고려할 필요가 있음을 제시하였다. 이러한 점에서 규제지역 해제 이후의 시장 반응 역시 제도 변화 자체뿐 아니라 지역별 가격수준, 금융접근성, 거래심리 및 정책기대가 결합된 결과로 이해할 필요가 있다. 또한 부동산 금융정책의 효과 역시 지역과 가격수준에 따라 차별적으로 나타나며, 정책효과의 발현 시점 또한 단기와 중기에 걸쳐 다르게 나타난다(강길주 2024).

서울 주택시장은 이러한 현상을 실증적으로 분석하기에 적합한 지역이다. 서울은 하나의 단일한 행정구역이지만 다양한 하위시장으로 구분되는 공간이라고 볼 수 있다. 특히 서울을 강남권과 비강남권으로 구분할 경우, 높은 가격수준과 자산 선호, 재건축·재개발 기대, 금융규제의 실질적 구속력 등에서 비교적 명확하게 구분되는 특성을 나타낸다. 이러한 맥락에서 2023년 1월 서울에서 강남권(강남·서초·송파·용산¹⁾)을 제외한 21개 자치구에 대한 ‘규제지역 해제

조치’는 서울 내부 하위시장 간 상대적 조정경로를 비교할 수 있는 중요한 준실험적 상황을 제공한다고 볼 수 있다.²⁾

본 연구는 2023년 1월 서울 비강남권 21개 자치구의 규제지역³⁾ 해제 이후, 비강남권 아파트 가격이 강남권 대비 어떠한 상대적 경로를 보였는지를 분석한다. 다만 2023년 1월 전후에는 특례보증자리론 도입, 고금리 국면에 따른 거래심리 위축, 정책금융 완화 등 여러 요인이 동시에 작용하였으므로, 규제지역 해제의 효과를 단일 정책의 순수 인과효과로 해석하는 데에는 주의가 필요하다. 이에 본 연구는 규제지역 해제와 특례보증자리론이 중첩된 정책환경 속에서 강남권과 비강남권의 상대가격 경로가 어떻게 차별적으로 전개되었는지를 분석한다.

이러한 목적을 위해 본 연구는 2-way fixed effect DID(TWFE-DID)와 Event-study DID를 함께 사용한다. 그 이유는 Event-study DID는 정책효과의 동태적 경로를 확인하는 것과 동시에 TWFE-DID 분석 결과에 대한 식별가정(평행추세)의 타당성을 조금 더 엄격하게 점검하기 위해서다.⁴⁾ 하지만 본 연구에서는 사전추세 검정을 DID 분석 방법을 적용하기 위한 기계적인 절차로 보지 않고, Roth, Sant’Anna, Bilinski and Poe(2023), Miller(2023), Roth(2024) 등의 주장⁵⁾을 따라, Event-study DID의 사전계수(lead)

1) 본 연구에서 강남권에 용산구를 포함한 이유는 2023년 1월 서울시 규제지역 해제 조치에서 강남·서초·송파와 함께 용산구가 규제 유지 지역으로 남아 있었기 때문이다. 따라서 정책 식별의 관점에서 용산구는 비강남권 21개 자치구와 구분되는 동일한 제도적 지위를 가졌으며, 고가주택 비중, 재개발·재건축 기대, 대규모 개발호재 등으로 인해 시장 반응 또한 일반 비강남권과는 이질적일 가능성이 큼. 이에 본 연구는 제도적 분류와 실제 시장 특성을 함께 고려하여 용산구를 강남권에 포함하였음.

2) 그 이유는 첫째, 두 권역은 동일한 서울 생활권과 거시경제 환경을 공유하면서도 가격수준과 금융규제의 체감 강도, 정책금융에 대한 노출도, 개발 기대 및 공급계약 등에서 구조적인 차이를 보임. 둘째, 최근 국내 DID 연구에서도 규제지역과 비규제지역이 서로 다른 생활권이나 이질적인 지역일 경우 평행추세 가정이 약해질 수 있다는 점이 제기되었는데, 같은 도시권인 서울시 내부에서 비교 집단을 설정하는 것은 이러한 문제를 상대적으로 완화하는 장점이 있음.

3) 일반적으로 주택시장 안정을 위해 지정하는 ‘규제지역’에는 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역, 토지거래허가구역 등이 있지만, 본 논문에서는 투기과열지구와 조정대상지역을 의미함.

4) 최근 국내 부동산 분야의 DID 연구 가운데 상당수는 평행추세 가능성, 사전추세 존재, 정책효과의 단기·장기 차이를 충분히 다루지 못했다는 비판이 있었으며, 특히, 임현묵, 이용만(2024)은 이를 명시적으로 지적하면서 플라스비오 검정과 사전추세 추정을 병행한 동태적 이중차분법의 필요성을 강조하였음. 또한 이한용, 이준원(2025)은 DID 분석의 타당성을 확보하기 위해서는 정책 시행 이전 충분한 기간의 자료를 확보하고, 추세 그래프와 통계적 검정을 통해 평행추세를 확인해야 한다고 하였음.

검정은 평행추세 가정의 성립 여부를 단순히 ‘성립/불성립’으로 판정하는 최종 기준이라기보다, 정책 이전 상대경로가 얼마나 안정적이었는지를 점검함으로써 정책 이후 사후계수(lag)에 대한 인과해석 범위를 판단하는 진단적 도구로 적용한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 분석 대상 정책과 DID 계열 분석방법을 설명하고, 제Ⅲ장에서는 관련 선행연구를 검토한다. 제Ⅳ장에서는 분석자료와 모형설계를 제시하며, 제Ⅴ장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 논의한다.

II. 분석 대상 정책과 분석 방법

1. 분석 대상 정책

본 연구는 2023년 1월 서울 비강남권 규제지역 해제를 중심 분석대상 정책으로 설정한다. 다만 같은 시기 특례보금자리론이 시행되었다는 점을 고려하여, 이를 독립 처치가 아니라 해석상 고려해야 할 중첩 정책 환경으로 다룬다.

규제지역 제도는 「주택법」과 같은 법 시행령에 근거하여 운영되며, 정량적 시장지표를 바탕으로 지정 또는 해제가 이루어진다. 서울의 규제지역 지정·해제 이력을 보면, 서울은 2017년 8월 3일 전역 25개 구가 투기과열지구로 지정되었고, 조정대상지역 역시 서울 전역 25개 구가 2017년 9월 6일 기준으로 적용되었다. 이후 2022년 11월 정부는 전국적인 주택시장 하락과 거래위축에 대응하여 “서울 및 연접 4곳 외 모두 해제” 방침을 발표함으로써 규제 완화 기조로

전환하였으나, 서울은 당시 계속 규제지역으로 유지되었다. 이후 2023년 1월 5일에는 서울의 규제지역이 한 차례 더 조정되어, 규제지역은 강남권(서초·강남·송파·용산)만 남기고 비강남권 21개 자치구는 모두 해제되었다. 즉 서울의 경우 2017년 이후 장기간 유지되던 광범위한 지역에 대한 규제가 ‘2023년 1월’을 기점으로 실질적으로 완화되었다.

한편 특례보금자리론은 이러한 규제완화 국면과 거의 동시에 도입된 시장 활성화를 위한 정책금융으로, 2022년부터 급격히 상승한 금리로 위축된 시장에서 실수요자의 자금조달 여건을 완화하는 역할을 수행하였다. 금융위원회는 2023년 1월 보도자료에서 금리상승기에 ‘내집마련’을 지원하고 변동금리 위험을 경감하여 가계부채의 질적 구조를 개선하기 위해 고정금리 정책모기지의 역할 확대가 필요하다고 설명하였다. 이러한 배경 아래 2023년 1월 30일부터 기존 보금자리론, 적격대출, 일반형 안심전환대출을 통합한 특례보금자리론이 1년간 한시적으로 운영되었다.⁶⁾ 이 제도는 6억 원 이상~9억 원 미만 주택에 대해 소득 제한 없이 이용 가능한 ‘일반형’과, 주택가격 6억 원 이하이면서 부부합산소득 1억 원 이하인 차주에게 더 낮은 기본금리를 적용하는 ‘우대형’으로 구성되었으며, 이후 2023년 9월 27일 신청분부터 일반형 취급이 중단되고 우대형 요건 충족자 중심으로 운영되었다.

따라서 2023년 1월 이후 서울 주택시장은 비강남권의 규제지역 해제에 따른 제도적 변화와, 중저가 아파트를 중심으로 한 정책금융 공급에 따른 자금조달 여건 완화가 동시에 작용하는 환경에 놓이게 되었다.

5) 이들은 평행추세 가정이 인과해석의 중심적 전제임을 강조하면서도, 이를 단일한 검정으로 기계적으로 판정하기보다, 정책 이전 두 집단의 상대경로가 어느 정도로 안정적이었는지를 확인하거나, 사후효과 해석에 요구되는 주의의 수준을 평가하는 보조적·진단적 장치로 이해하는 것이 적합하다고 하였음.

6) 이 제도는 주택가격 9억 원 이하, 소득제한 없음, 최대 5억 원, LTV·DTI 한도 내 이용, DSR 미적용이라는 점에서 당시 주택금융 접근성을 실질적으로 완화한 정책이었음.

이에 따라 규제지역 해제 이후의 시장 반응은 단일한 평균 경로로 수렴하기보다는, 지역별 주택가격수준과 수요구조, 금융접근성의 차이에 따라 상이하게 나타날 가능성이 존재한다.

2. 준실험적 정책평가와 TWFE-DID

부동산 정책효과는 VAR(Vector Autoregression) 또는 VECM(Vector Error Correction Model)과 같은 시계열 모형으로도 접근할 수 있으나, 특정 시점에 특정 지역에 차별적으로 적용된 정책의 상대효과를 식별하는 데에는 한계가 있다. 이에 본 연구는 지역별 규제 차이를 활용하여 정책 전후 처리집단과 비교집단의 상대적 변화를 분석하는 DID 접근을 적용한다(양완진, 김현정 2020; 안지희 2024).

이에 따라 본 연구는 정책효과의 식별을 위해 양방향 고정효과 이중차분모형(TWFE-DID)을 기본 분석 모형으로 채택하였다.⁷⁾ TWFE-DID 모형은 자치구 고정효과를 통해 입지, 주택구성, 생활환경 등 시간에 따라 크게 변하지 않는 지역별 불변 특성을 통제하고, 시점 고정효과를 통해 금리, 경기, 전국 단위 정책변화와 같은 공통 충격을 제거할 수 있다는 장점이 있다. 국내 부동산 정책 연구에서도 투기지역 지정, 조정대상지역 설정, 대출규제 완화 등의 효과를 분석하는 데 있어 DID 계열 모형이 널리 활용되어 왔으며, 이러한 점에서 TWFE-DID는 본 연구가 다루는 지역 간 차별적 정책효과를 식별하는 데 적합한 방법론이라 할 수 있다(노동권, 심교언, 김성희 2021; 김슬기, 김의준 2025). 다만 TWFE-DID는 정책 전후의 평균

적 상대효과를 제시하는 데 유용하지만, 정책효과의 시간적 전개와 정책 이전 상대경로의 안정성을 충분히 보여주기가 어렵다(임현묵, 이용만 2024; 김슬기, 김의준 2025). 이에 본 연구는 상대시점별 계수를 추정하는 Event-study DID를 함께 적용하여 정책 이후 동태적 조정경로와 사전추세를 점검한다. 본 연구의 TWFE-DID의 기본 모형⁸⁾은 다음과 같이 설정한다.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \delta(Treat_i \times Post_t) + \varepsilon_{it} \quad \langle \text{식 } 1 \rangle$$

여기서 α_i 는 자치구 고정효과, λ_t 는 월 고정효과, $Treat_i$ 는 처치집단이면 1, 비교집단이면 0으로 정의한다. $Post_t$ 는 정책시점 이후이면 1, 그 이전이면 0이다. δ 는 정책 이후 처리집단이 비교집단에 비해 평균적으로 얼마나 달라졌는지를 나타내는 DID 추정치이다. 이는 조건부 평균처리효과(ATT: Average Treatment Effect on the Treated)를 나타내며, 평행추세 가정⁹⁾을 필요로 한다.

평행추세 가정은 정책이 존재하지 않았을 경우 처리집단과 비교집단이 동일한 평균적 추세를 따랐을 것이라는 반사실적(counterfactual) 가정으로, DID 추정량이 인과적 효과로 해석되기 위한 핵심 조건이다(Callaway and Sant'Anna 2021; Marcus and Sant'Anna 2021). 한편 이러한 정책충격의 효과는 시차에 따라 효과의 발생 시점과 누적 양상이 장단기에 따라 달라질 수 있다. 이러한 동태적인 상대적 반응차이를 식별하고, DID 결과에 대한 해석의 범위를 판단하기 위한 사전추세 검정을 위한 방법으로 Event-study DID를 적용한다.

7) 양방향 고정효과 이중차분모형(TWFE-DID: Two Way Fixed Effect-DID)이라고 하며, 시점 고정효과와 지역 고정효과를 포함함.

8) 본 모형은 자치구 고정효과와 월 고정효과를 포함하므로, 시간불변 처치군 더미($Treat_i$)는 자치구 고정효과(α_i)에 흡수되고, 모든 자치구에 공통으로 적용되는 정책 이후 시점더미($Post_t$)는 월 고정효과(λ_t)에 흡수됨.

9) $E[y_{it}(0) - y_{i,t-1}(0) | T_i = 1] = E[y_{it}(0) - y_{i,t-1}(0) | T_i = 0]$

3. 동태적 이중차분모형(Event-study DID)

TWFE-DID가 정책 전후의 평균적 상대효과를 추정하는 기준모형이라면, Event-study DID는 상대시점별 계수를 통해 정책효과의 시간적 전개를 분석하는 동태적 확장모형이다. 부동산정책의 효과는 기대의 변화, 거래 심리, 유동성 조정 등을 통해 시차를 두고 나타날 수 있으므로, 본 연구는 Event-study DID를 통해 정책 이후의 동태적 상대경로를 함께 확인한다.

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{\tau=-n}^{+n} \beta_{\tau} (Treat_i \times 1[\tau=t-t_0]) + \varepsilon_{it} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

여기서 t_0 는 정책시점이며, τ 는 정책시점으로부터의 상대시점(event time)을 의미한다. $1[\tau=t-t_0]$ 는 특정 시점(t)에서 기준시점(T_0)에 대한 상대시간이 ' τ '일 경우 1을 부여하는 더미생성함수(Indicator Function)를 의미하며, 보통 ($\tau=-1$)을 기준시점(reference period)으로 사용하기 때문에, $\tau=-1$ 에 대한 상대시간은 제외한다. 계수 β_{τ} 는 기준시점 대비 상대시간 τ 에서 처치집단과 비교집단 간 상대적인 격차가 얼마나 달라졌는지를 나타낸다. 따라서 절대적 가격수준 차이가 아니라 기준시점 대비 누적효과의 상대경로의 차이를 나타내며, 본 연구에서는 이를 '시차계수'로 표현한다.¹⁰⁾ 이때 정책 이전 시점에 대한 계수 β_{τ} ($\tau < 0$)는 처치집단과 비교집단이 정책 이전에 유사한 추세를 보였는지, 즉 평행추세 가정이 경험적으로 얼마나 지지되는지를 점검하는 역할을 하며, 정책 이후 시점의 계수 β_{τ} ($\tau \geq 0$)는 정책효과가 즉시 나타나는

지, 일정 시차를 두고 확대되는지, 또는 시간이 지나며 약화되는지를 보여주는 동태적 효과로 해석한다.

이러한 event-study DID는 전통적 DID의 식별가정인 평행추세를 보다 세분화된 형태로 검토할 수 있다는 점에서 장점이 있다. 즉 전통적 DID가 하나의 평균 효과 계수만을 제시하는 반면, Event-study DID는 정책 이전 각 시점의 '상대효과'를 통해 "정책이 없었더라도 양 집단 간 경로가 유사했는가"를 보다 구체적으로 점검할 수 있게 한다. Miller(2023)는 event-study 모형의 핵심적 장점 중 하나가 동태적 처리효과를 그래프와 계수의 형태로 동시에 요약함으로써, 평균효과의 존재 여부뿐 아니라 정책효과의 전개과정을 실증적으로 제시해 준다는 점에 있다고 한다.

III. 선행연구 고찰

1. 규제효과 분석을 위한 DID 계열 선행 연구

부동산 규제와 관련된 분석에서 이중차분법은 다양한 선행연구에서 적용되어 왔다(전상현, 김성용, 박종선 2025; 정진오 2024; 서재형, 배광빈 2022; 양완진, 김현정 2020).

최광성, 노민지(2020)는 수원시 신규 조정대상지역 지정을 대상으로 회귀단절설계와 DID를 결합하여 정책효과를 분석하였다. 이 연구는 행정구역 경계를 활용해 처치의 외생성을 높이고, 기준에 이미 조정대상지역이었던 팔달구를 통제집단으로 설정하여 새롭게 지정된 권선구·영통구·장안구와 비교함으로써 규

10) 본 연구에서의 '시차계수'는 이벤트 스터디(event study) 또는 동태적 이중차분 모형에서 정책 시행 시점을 기준으로 한 상대적 시간 τ 에 대응하는 계수 β_{τ} 를 의미함. 이는 처치집단에 대한 시점별 평균처리효과(ATT(τ))를 식별하는 추정치로 해석되며, 일반적으로 event-time coefficients 또는 relative time coefficients로 지칭됨. 또한 정책 시행 이전 구간의 계수는 사전추세 검정을 위한 사전계수(lead coefficients), 이후 구간의 계수는 정책 효과의 동태적 경로를 나타내는 사후계수(lag coefficients)로 구분되며, 전체적으로 동태적 처리효과(dynamic treatment effects)를 구성함.

제지역 지정효과를 보다 정교하게 식별하고자 하였다. 이는 규제지역 지정효과 분석에서 단순 DID를 넘어 공간적 경계와 동질 시장 비교를 결합한 연구로 볼 수 있다. 노동권, 심교언, 김성희(2021)는 서울시 구별 패널자료를 이용하여 DTI 규제 완화의 효과를 DID로 추정하였고, 규제 완화가 평균 아파트 매매가격 변동률을 높이는 방향으로 작용했음을 분석하였다. 이 연구는 기본적으로 전후 평균 차이를 중심으로 한 고전적 DID 접근에 가깝다.

임현묵, 이용만(2024)은 2019년 12.16. 대책을 대상으로 서울 강남 3구의 고가주택 시장에서 동태적 이중차분법(Dynamic DID)을 적용하고, 플래시보 검증과 사전추세 추정을 통해 평행추세와 사전추세 가능성을 함께 점검하였다.

김슬기, 김의준(2025)은 투기과열지구의 단계적 지정과 해제를 대상으로 Callaway and Sant'Anna (2021)의 다기간 DID 모형을 적용하여, 동일한 규제 정책이라도 시행 시점과 지역적 맥락에 따라 효과가 이질적으로 나타날 수 있음을 보였다. 이는 반복적·단계적 정책 개입의 효과를 평균적 처치효과 하나로 설명하기보다, 정책 시행 시점과 사후 경과기간에 따른 동태적 효과로 구분하여 분석할 필요가 있다는 것을 의미한다.

한편 토지거래허가구역과 같은 국지적 규제의 경우에도 DID가 활용되고 있다. 이한웅, 이춘원(2025)은 송파구 잠실동을 사례로 토지거래허가구역 지정 전후 3년의 실거래자료를 이용하여 DID분석을 수행하였고, 허가구역 지정 직후 거래량 감소와 매매가격 상승, 비허가구역의 상대적 가격상승을 통해 풍선효과 가능성을 보였다.

이상의 선행연구를 종합하면, 규제지역 지정·해제와 금융규제의 효과는 평균적·정태적 DID 계수 하나로 설명되기보다, 처치 시점의 차이, 사전추세 존재 여부, 정책효과의 단기·장기 분화, 동일 도시권 내부의 이

질적 반응, 반복적 정책 개입의 누적 구조를 함께 고려할 때 더 정확히 이해될 수 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 관점에서 최근 연구들은 전통적 DID에서 한 발 더 나아가 Dynamic DID, event-study DID, staggered DID 등으로 확장되며, 규제정책의 인과 효과뿐 아니라 그 시계열적 전개와 지역별 이질성을 함께 식별하려는 방향으로 발전해 왔다.

2. 사전추세 점검 및 해석을 위한 선행연구

이중차분법(DID)과 이벤트 스터디(event-study) 모형은 정책효과의 인과적 식별을 위해 널리 활용되지만, 그 핵심 전제는 정책이 없었더라면 처치집단과 비교집단이 유사한 추세를 보였을 것이라는 평행추세(parallel trends) 가정에 있다. 특히 부동산 규제정책은 가격상승률이 높거나 시장 과열 조짐이 강한 지역에 선택적으로 적용되는 경우가 많아, 정책 적용 여부가 사전에 시장의 여건과 체계적으로 연관되는 내생적 선택(endogenous treatment assignment)의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 정책효과 추정의 타당성은 정책 이전의 사전추세(pre-trend)를 얼마나 엄밀하게 점검하였는가에 크게 좌우된다.

국내 선행연구를 보면, 초기 부동산 정책 DID 연구들에서는 사전추세를 명시적으로 검증하지 않거나, 두 집단의 가격 흐름이 “유사하다”는 시각적 판단에 기초하여 DID를 적용한 경우가 확인된다. 김대원, 유정석(2014)은 투기지역 지정 및 해제 효과를 DID로 분석하였으나 정책 이전의 평행추세를 별도로 검증하지 않았고, 황관석, 박철성(2015)도 서울과 경기의 가격 흐름이 유사하다는 점을 근거로 동질지역으로 간주하여 DID를 적용하였다. 노동권, 심교언, 김성희(2021) 역시 DTI 규제 완화의 전후 효과 비교에 초점을 두고 DID를 사용하였으나, 사전추세를 독립된 검증 결과를 통해 제시하지는 않았다. 전상현, 김성용,

박종선(2025)은 서울 강남구와 송파구의 토지거래허가구역 지정 효과를 분석하기 위해 DID를 적용하였다. 그러나 해당 연구는 정책 시행 이전 두 집단의 가격 경로가 실제로 평행하였는지에 대한 시각적 검토나 사전계수 검정, 플라시보 검정은 제시하지 않았다. 이러한 연구들은 DID 적용 자체의 의의는 있으나, 평행추세 가정이 실증적으로 충분히 뒷받침되지 않았다는 한계를 보여준다.

이와 같은 접근은 몇 가지 문제를 내포한다. 첫째, 두 집단의 시계열 흐름이 시각적으로 유사해 보인다는 사실만으로 평행추세가 성립한다고 볼 수는 없다. 부동산 가격은 경기 국면, 유동성, 기대심리, 지역개발계획 등 다양한 요인에 의해 비선형적으로 움직일 수 있으므로, 겉으로 보이는 유사성만으로 구조적 차이를 배제하기 어렵다. 둘째, 규제지역은 본래 가격상승률이 높은 지역일 가능성이 크므로 처치집단과 비교집단의 구성이 이미 차별적 추세를 내포할 수 있다. 이 경우 DID 추정치는 정책효과라기보다 원래 존재하던 추세 차이를 반영할 가능성이 더 크다.

다수의 해외 연구도 처치효과 이질성, 다기간 처치, 사전추세 검정의 낮은 검정력, 시간가변 통제변수의 해석 문제를 공통적으로 지적한다. Sun and Abraham (2021), Goodman-Bacon(2021), Callaway and Sant'Anna(2021)는 전통적 TWFE 추정량이 처치시점과 효과의 이질성에 따라 복잡하게 해석될 수 있음을 보였으며, Roth, Sant'Anna, Bilinski and Poe (2023), Marcus and Sant'Anna(2021), Miller(2023), Roth(2024)는 사전계수의 유의성 여부만으로 평행추세를 기계적으로 판단해서는 안 된다고 보았다. 또한 Caetano, Callaway, Payne and Rodrigues(2022)는 시간가변 통제변수(time-varying control variables)가 정책 이후의 시장반응을 반영할 경우, 해당 변수를 포함한 모형의 계수 해석에 주의가 필요하다고 지적하였다. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 시간가변

통제변수를 포함한 분석을 기본모형을 대체하는 결과로 제시하기보다, 지역별 시장구조와 거래특성을 반영한 보완적 강건성 점검으로 활용한다.

최근의 관련 연구들은 사전추세 검정을 단순한 통과 절차로 적용하고 기계적으로 해석하기보다는, 추정 결과에 대한 제한적인 해석과 해석상 한계에 대한 명시적 인식이 더 중요하다고 보았다(Borusyak, Jaravel and Spiess 2024; Schmidheiny 2019; Schmidheiny and Siegloch 2023).

최근 국내 연구도 평행추세와 사전추세를 보다 명시적으로 점검하는 방향으로 발전하고 있다. 임현묵, 이용만(2024), 안지희(2024), 김슬기, 김의준(2025)은 각각 동태적 DID, 시간가변 정책효과 모형, staggered DID를 활용하여 사전추세와 placebo 검정을 병행하거나 event plot을 통해 정책 전후의 상대경로를 제시하였다. 이는 국내 부동산 정책분야의 DID 연구가 동태적·진단적 접근으로 확장되고 있음을 보여준다.

국내외 선행연구는 사전계수의 비유의성이 곧 평행추세 가정의 충족을 의미하지 않으며, 사전추세 검정은 평행추세 가정의 기계적 판정기준이 아니라 식별 가정의 타당성을 점검하는 진단적 절차로 이해되어야 함을 강조해 왔다. 또한 시간가변 통제변수의 추가 역시 정책효과의 식별을 자동으로 강화하는 것이 아니라, 해당 변수가 정책 이전의 외생적 특성인지 또는 정책 이후 시장반응의 일부를 반영하는지에 따라 해석이 달라질 수 있다. 따라서 규제지역 지정·해제와 같은 부동산 정책효과를 식별하는 연구에서는 비교집단의 적절성, 사전기간의 충분성, 사전계수의 패턴, placebo 결과, 통제변수의 성격을 함께 고려하여 평행추세 가정과 추정결과의 해석 범위를 다층적으로 점검할 필요가 있다. 본 연구는 이러한 문제의식을 반영하여 사전구간의 시각적 점검과 통계적 검정을 병행하고, event-study DID의 사전계수 공동검정, 선형 사전추세 검정, placebo DID 검정을 통해

평행추세 가정의 타당성을 보다 엄밀하게 점검한다. 여기서 placebo 검정은 가상의 정책시점을 전후로 평균효과의 변화가 발생하는지를 검토하는 Placebo DID 방식과, Event-study DID의 사전기간에 가상의 정책시점을 설정하여 추정된 시차계수의 유의성을 확인하는 방식으로 구분할 수 있다. 전자는 특정 시점 선택에 따른 우연성이 존재할 수 있는 반면, 후자는 여러 상대시점의 시차계수 패턴을 함께 확인한다는 점에서 보완적 강건성 점검으로 활용될 수 있다.

IV. 분석을 위한 모형 설계

1. 분석 기간과 종속변수 설정

기본 분석 기간은 규제지역 해제가 시행된 정책시점(2023년 1월)을 기준으로 사전 18개월, 사후 18개월의 기간인 2021년 7월부터 2024년 7월이다.¹¹⁾ 처리집단은 비강남권 21개 자치구로, 비교집단은 강남권으로 설정한다.

모형의 종속변수는 아파트매매가격지수¹²⁾를 사용하며, 비강남권의 누적적 경로 변화와 가격 조정속도 변화를 통해 비강남권의 상대적인 가격 동학을 종합적으로 검토한다. 이를 위해 아파트매매가격지수에 각각 $\log(y_{it} = \ln P_{it})$ ¹³⁾를 적용한 것과 로그차분($y_{it} = \Delta \ln P_{it}$)¹⁴⁾을 적용하여 두 종속변수를 각각 적용한 모형을 분석한다. 그 이유는 로그수준 모형은 규제지역 해제와 정책금융 완화가 결합된 정책국면

에서 가격수준의 상대적 조정경로와 누적효과를 직관적으로 보여주며, 로그차분 모형은 정책 이후의 단기적 가격변화율을 파악하는 데 적합하므로 비강남권의 상대적인 가격 동학을 보다 더 구체적으로 살펴볼 수 있다는 장점이 있다.

2. 정책변수 및 통제변수 정의

분석 모형에서 사용되는 설명변수 가운데 규제 지역 정책변수는 규제 지역 더미, 규제 지역 해제 이후 시점 더미, 그리고 이 두 변수 간의 교호항과 Event-Study DID 분석을 위한 시차 더미와 동태효과 식별을 위한 변수로 구성되고, 정책금융 노출도¹⁵⁾ 변수로는 특례보금자리론 노출도, 특례보금자리론 시행 기간의 시점별 더미 변수, Event-Study의 상대 시점 더미와 이러한 노출도 변수와 시점 더미변수 간의 상호작용항으로 구성된다.

처리집단 더미 $Treat_i$ 는 비강남권 21개 자치구이면 1, 강남권 4개 자치구이면 0으로 정의한다. 규제지역 해제 이후 더미 $Post_t$ 는 2023년 1월 이후이면 1, 그 이전이면 0이다. Event-study DID에서는 상대시간($\tau = t - T_0$)을 사용하며, 여기서 T_0 는 비강남권의 규제지역 해제 시점인 2023년 1월이다. 한편 Event-study DID 분석을 위한 기준시점은 정책 시행월의 혼입효과를 제거하기 위하여 통상적으로 적용하는 직전 시점($\tau = -1$, 2022년 12월)으로 설정한다.

특례보금자리론은 우대형과 일반형 제도의 적용

11) 정책 전후의 비강남권의 상대적인 가격 동학의 변화 추세를 확인하는 목적과 정책으로 인한 반응 시차가 장단기에 따라 달라질 수 있으므로 정책시점 전후 18개월을 기본 분석기간으로 설정하였음.

12) 본 연구는 한국부동산원에서 제공하는 전국주택가격동향조사의 '아파트매매가격지수'를 사용하였음. 연구의 목적이 정책 전후 지역 간 상대적 가격추세와 조정경로의 비교에 있기 때문에, 월별 흐름을 안정적으로 반영하고 지역 간 추세 비교하기에는 '공동주택(아파트) 실거래가격지수'보다 '아파트매매가격지수'를 사용하는 것이 본 연구의 목적에 더 부합하다고 판단하였음.

13) $y_{it} = \ln P_{it}$

14) $y_{it} = \Delta \ln P_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$

15) 특례보금자리론(우대형/일반형)의 수혜 대상 아파트 가격을 기준으로 자치구별 가격 구조의 이질성을 반영하는 지표로 설계하였음.

대상과 운영기간이 상이한 점을 반영하여 제도의 시행 기간에 대한 더미변수를 각각 SP_t^S 과 SP_t^G 로 정의한다. 즉, 해당 기간이면 1, 그 외 기간이면 0으로 한다.

표 1 변수 정의 및 설명

유형	변수명	세부내용
종속 변수	아파트 매매가격지수	$y_{it} = \ln P_{it}$ 로그 수준 $y_{it} = \Delta \ln P_{it}$ 로그 차분
	규제 지역 정책 변수	규제 지역 더미 해제 시점 더미 DID 효과 상대 시점 더미 ES-DID 통제 효과
정책 금융 노출도 변수	특례보증자리론 노출도	$Treat_{it}$ 비강남권=1
		$Post_{it}$ 해제 이후=1
	특례보증자리론 시행 기간 더미	$Treat_{it} \times Post_{it}$ DID 효과
		$1[\tau = t - t_0]$ 해당 시점=1
	특례보증자리론 노출도×시행기간 상호작용	$Treat_{it} \times 1[\tau = t - t_0]$ 통제 효과
		Exp_{it}^S 우대형 노출도
	특례보증자리론 노출도×상대시점 상호작용	Exp_{it}^G 일반형 노출도
		SP_t^S 우대형 기간=1
	특례보증자리론 노출도×상대시점 상호작용	SP_t^G 일반형 기간=1
		$(Exp_{it}^S \times SP_t^S)$ 우대형
통제 변수	미분양 주택수	$(Exp_{it}^G \times SP_t^G)$ 일반형
		$Exp_{it}^S \times 1[t = m]$ 우대형
	세대당 주택수	$Exp_{it}^G \times 1[t = m]$ 일반형
		$Unsold_{it}$ ln(1+미분양건수)
	APT 가격대별 거래 비중 (직전월 6개월 평균)	$HousePerHH_{it}$ 총주택수/가구수
		$Turnover_{it}^{(6)}$ 아파트거래 건수/전체 아파트 개수
		$Share_{\leq 6, it}^{(6)}$ 6억 이하
고정 효과	지역 고정효과	$Share_{6 \sim 9, it}^{(6)}$ 6억~9억 이하
	시간 고정효과	$Share_{> 15, it}^{(6)}$ 15억 이상
오차항	잔차	α_i 자치구 λ_t 월 ϵ_{it} 잔차

주: 미분양주택수는 KOSIS 국토교통부 「미분양주택현황보고」의 「시·군·구별 미분양현황」 자료를 사용하였음. 주택수는 KOSIS 「주택총조사」의 「주택의 종류별 주택」 자료를 활용하였으며, 세대수는 KOSIS 「주민등록인구현황」의 「행정구역(시·군·구)별 주민등록세대수」 자료를 사용하였음. 특례보증자리론 노출도, 아파트 거래회전도 및 가격대별 거래 비중은 위의 자료에 국토부 실거래가 공개시스템에서 제공하는 아파트 실거래자료를 이용하여 저자가 산출하였음.

특례보증자리론에 대한 각 자치구별 노출도(Exp_{it}^S , Exp_{it}^G)¹⁶⁾는 각 자치구별로 특례보증자리론 제도(우대형 또는 일반형)에 대한 수혜 가능 가격대에 얼마나 노출되어 있었는지를 나타내는 지표로서, 특례보증자리론 정책 시행 이전 '6개월간 6억 원 이하' 아파트 거래 비중과 '6억 원~9억 원 이하' 아파트 거래 비중의 평균값을 사용한다. 특례보증자리론 노출도는 정책 자체의 시행 여부를 의미하는 변수가 아니라, 정책 금융에 대한 아파트 가격구조의 지역적 노출 차이를 반영하는 변수이다. 따라서 본 연구는 정책 시행 이전 시점에서 형성된 자치구별 가격대 구조의 차이를 활용하여, 동일한 정책금융 환경하에서 나타나는 지역별 상대 반응의 차이를 분석하고자 하였다.¹⁷⁾

그리고 자치구별 통제 변수로는 월별 미분양주택수, 세대당 주택수, 최근 6개월간 월별 아파트 거래회전도 평균값을 사용한다. 거래 활동은 주택시장 가격 조정 과정에서 중요한 시장동학을 반영하는 지표로 이해할 수 있다. 변세일, 황관석, 박천규(2016)는 주택거래 증가가 실물경제와 주택시장에 파급효과를 유발할 수 있다는 것을 실증하였으며, 이는 거래회전도와 같은 거래활동 지표가 주택가격 반응을 설명하는데 유용한 보완적 변수로 이용될 수 있음을 의미한다.

그리고 마지막으로 자치구별 아파트 가격수준의 차이를 반영하기 위하여 가격대별로 최근 6개월간의 월별 거래진수를 이용한 가격대별 거래 비중 평균값을 사용한다. 이를 위해 가격 구간은 '6억 원 이하',

16) 본 연구에서 '특례보증자리론 노출도'는 정책시행 이전 기간의 값을 기준으로 산출한 사전 고정값(Pre-policy fixed exposure)을 사용하였음. 각 지역의 가격대별 거래 비중을 반영하여 정책 시행 직전 6개월 평균을 기준으로 노출도를 정의함으로써, 정책 이후 시점의 내생적 변화가 설명변수에 반영되는 문제를 방지하고 정책효과의 인과적 식별을 보다 명확하게 하기 위한 것임. 반면, '아파트 가격대별 거래 비중' 변수는 시장의 단기적 수요구조 변화를 반영하기 위해 각 시점별 직전 6개월 이동평균값(Rolling average)을 사용하였음. 이는 개별 시점의 변동성이나 일시적 충격에 따른 잡음을 완화하면서도, 시장의 최근 거래구조 변화를 설명변수에 반영하기 위한 것임.

17) 특례보증자리론은 전국적으로 동일하게 시행된 정책이므로 정책 시행 여부 자체는 모든 지역에 공통적으로 적용되는 시간효과에 포함됨. 이에 본 연구의 노출도 변수는 정책 자체의 지역별 차이를 측정하기보다, 정책 시행 이전 시점에서 형성된 자치구별 가격대 구조를 활용하여 동일한 정책금융 환경하에서 나타나는 지역별 상대 반응의 차이를 분석하기 위한 지표임. 따라서 본 변수는 정책금융의 직접적 효과 자체를 측정하기보다, 정책금융 접근 가능성이 높은 가격대 구조의 지역적 분포와 이에 따른 상대적 시장 반응의 차이를 반영하는 지표로 해석함. 한편 특례보증자리론은 주택구입 외에도 기존 대출의 대한 및 임차보증금 반환 목적을 포함하고 있으므로, 가격대별 거래비중과 실제 정책금융 이용 간에는 일정한 차이가 존재할 수 있음.

‘6억 원~9억 원 이하’, ‘9억 원~15억 원 이하’, ‘15억 원 초과’의 총 4구간으로 구분하고, 9억 원~15억 원 이하 비중을 기준 구간으로 두고 나머지 세 구간 비중만 모형에 포함한다.

3. TWFE-DID 분석모형 설계

DID 모형은 규제지역 해제 이후 비강남권의 아파트 가격이 강남권에 비해 평균적으로 어떻게 달라졌는지를 추정하는 출발점이다. 종속변수를 로그차분 또는 로그수준으로 두었을 때, 기본 TWFE-DID모형(모형 1)은 <식 3>과 같이 표현할 수 있다.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \delta(Treat_i \times Post_t) + \varepsilon_{it} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

여기서 α_i 는 자치구 고정효과, λ_t 는 월 고정효과, δ 는 정책 이후 비강남권의 상대적 평균효과를 의미한다. <식 3>에 자치구별 통제변수(Z_{it})를 추가하고, 동시기에 시행된 특례보금자리론에 대한 지역별 가격 구조의 상대적 노출 차이를 반영하기 위해, 특례보금자리론 노출도와 시행기간 더미의 상호작용항을 포함한 최종 확장 모형(모형 4)는 다음과 같이 설정한다.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \delta(Treat_i \times Post_t) + Z'_{it}\beta + \theta_S(Expo_{it}^S \times SP_t^S) + \theta_G(Expo_{it}^G \times SP_t^G) + \varepsilon_{it} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

여기서 Z_{it} 는 자치구별 주택시장과 거래구조를 반영하는 통제변수로 미분양 주택수, 세대당 주택수, 6개월 평균 거래회전도, 아파트 가격대별 거래비중이 포함된다. $Expo_{it}^S$ 와 $Expo_{it}^G$ 는 특례보금자리론 중 우대형과 일반형 제도에 대한 자치구별 노출도이며, SP_t^S 와 SP_t^G 는 우대형 제도와 일반형 제도가 시행되었던 기간을 구분하기 위한 더미변수로, 노출도와 시행기간 더미의 상호작용항은 동일한 정책금융 환경 하에서 자치구별 가격대 구조에 따른 상대적 시장 반

응의 차이를 분석하기 위한 것이다. 그리고 기본 모형(모형 1)에 통제변수를 추가한 것을 ‘모형 2’로, 기본 모형에 특례보금자리론에 대한 노출도를 추가한 것을 ‘모형 3’로 설정한다. 이를 통해 통제변수 또는 중첩된 정책(특례보금자리론)을 반영하면서 모형을 단계적으로 확장하면서 기본 모형의 분석 결과에 대한 강건성도 간접적으로 확인할 수 있다.

4. Event-Study DID 모형

본 연구에서는 DID 분석의 평균효과만으로 정책효과를 단정하지 않고 Event-study DID 분석을 병행하여 정책 전후의 상대적 반응경로를 확인하고, 사전추세의 존재 여부를 함께 점검하여 정책의 인과효과에 대한 해석의 가능 정도를 판단하도록 한다. 기본 Event-Study DID 모형은 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{\substack{\tau=-18 \\ \tau \neq -1}}^{+18} \beta_\tau(Treat_i \times 1[\tau = t - t_0]) + \varepsilon_{it} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

여기서 t_0 는 2023년 1월이고, 기준시점은 정책 직전 월인 $\tau = -1$ 이다. 계수 β_τ 는 상대시점 τ 에서 비강남권과 강남권 간 격차가 얼마나 변화하였는지를 나타내는 ‘이중차분(DID) 효과’를 의미한다. $1[\tau = t - t_0]$ 은 특정시점(τ) 더미를 생성하는 indicator function으로 t_0 를 기준으로 한 상대시점이 τ 이면 1을 부여하는 ‘더미 생성 함수’이다.

한편, TWFE-DID의 확장 모형(<식 4>)처럼 Event-study DID의 확장 모형은 다음과 같이 설정한다.

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{\substack{\tau=-18 \\ \tau \neq -1}}^{+18} \beta_\tau(Treat_i \times 1[\tau = t - t_0]) + Z'_{it}\delta + \sum_{m \in M_S} \theta_m^S(Expo_{it}^S \times 1[t = m]) + \sum_{m \in M_G} \theta_m^G(Expo_{it}^G \times 1[t = m]) + \varepsilon_{it} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

여기서 Z_{it} 는 DID 모형(식 3)과 동일한 통제변수항이며, Exp_{it}^S 와 Exp_{it}^G 는 특례보증자리론 중 우대형과 일반형 제도에 대한 자치구별 노출도이며, $1[t=m]$ 은 해당 정책기간 동안의 특정 월차(m)에 대한 터미를 생성하는 함수이다. M_S 와 M_G 는 각각 우대형과 일반형 제도의 시행 기간¹⁸⁾을 나타낸다.

5. 사전 평행추세 검증 방법

이중차분법(DID)과 Event-study DID의 핵심 식별가정은, 정책이 없었더라면 처리집단과 비교집단의 결과변수가 시간에 따라 평행한 추세(parallel trends)를 보였을 것이라는 점이다. 최근 DID 연구는 평행추세 가정이 인과 해석의 핵심적인 전제임을 강조하면서, 이를 단일한 검정으로 기계적으로 판정하기보다 시각적 점검, 사전계수 검정, 보조적 강건성 검정 등을 종합하여 판단할 필요가 있다는 것을 강조한다(Lamdin 2001; Miller 2023; Roth 2024). 이러한 관점에서 본 연구에서는 평행추세 가정의 점검을 다음의 4단계로 수행한다.

1) 시각적 점검

처리집단과 비교집단의 정책 이전 경로를 도식화하여 원자료 수준에서 사전 움직임을 점검한다. 이때 아파트매매가격지수의 원(Original)지수 수준뿐 아니라, 종속변수로 사용되는 로그수준 및 로그차분 경로를 함께 비교한다. 이러한 시각적 점검은 통계적 검정 전에 추세를 확인하는 목적으로 활용한다.

2) 선형 사전추세 검정

사전구간에서 처리집단(비강남권)과 비교집단(강남권) 사이에 지속적인 선형 기울기 차이가 존재하는지를 검정하기 위해 정책 이전 표본만을 사용하여 다음과 같은 선형 회귀식을 추정한다.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \rho(Treat_i \times Trend_t) + \varepsilon_{it} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

여기서 $Trend_t$ 는 사전기간 내 월별 선형 시간추세를 의미한다. 계수(ρ)가 통계적으로 유의하지 않다면, 처리집단과 비교집단 간에 사전기간 동안 일관된 선형 기울기 차이가 존재한다고 보기 어렵다.

3) Event-study DID의 사전계수(lead) 공동검정

Event-study DID 모형에서 정책 이전 시점의 사전계수(lead)를 추정하고, 이들 계수가 동시에 0이라는 귀무가설을 공동검정한다.

$$\text{사전계수 공동검정: } H_0^{pre} : \beta_{-18} = \dots = \beta_{-2} = 0$$

귀무가설이 기각되지 않으면, 정책 이전 구간에서 처리집단과 비교집단의 상대적인 변화율이 기준시점 대비 통계적으로 유의하게 다르지 않다는 것이므로 평행추세 가정이 지지된다.¹⁹⁾

4) 플라스보(Placebo) DID 검정

플라스보 검정은 실제 정책 시행 이전의 가상 정책시점에서도 유사한 형태의 “정책효과”가 반복적으로 나타나는지를 확인함으로써, 추정 결과가 실제 정책충격이 아니라 기존의 추세 차이나 다른 요인에 의해

18) 특례보증자리론 우대형 제도는 6억 원 이하의 아파트를 대상으로 2023년 1월 30일부터 2024년 1월 29일까지, 일반형 제도는 6억 원~9억 원 이하 아파트를 대상으로 2023년 1월부터 시행되어 2023년 9월 27일 신청분부터는 일반형 제도는 취급이 중단되었음.

19) 사전 lead 공동 검정은 특정 시점별 비선형 이탈까지 포함한 폭넓은 차이를 포착하는 반면, 선형 사전추세 검정은 장기간에 걸친 평균적인 기울기 차이에 초점을 둬. 따라서 두 검정은 상호보완적으로 해석하도록 함.

발생했을 가능성을 점검하는 절차이다. 만약 정책 이전의 임의 시점을 기준으로도 유의한 효과가 다수 나타난다면, 추정된 결과가 실제 정책효과라기보다 기존 추세 차이 또는 다른 동시적 충격에 의해 설명될 가능성이 커진다. 반대로 플래시보 시점에서 일관된 유의효과가 나타나지 않으면, 본 연구의 분석모형이 임의의 시점 변화에 민감하게 결과가 변하는 불안정한 분석모형은 아니라는 의미이다.

5) 사전추세 분석 결과에 대한 해석

사전추세에 대한 다중 검정을 통해, 시각적 점검에서 정책 이전 경로가 대체로 유사하게 나타나고, 사전계수(lead coefficients) 공동검정에서 귀무가설이 기각되지 않고, 선형 사전추세 검정과 플래시보 검정에서도 유의한 추세가 발견되지 않는다면, 평행추세 가정이 상대적으로 잘 지지된다고 판단한다. 반면에 사전계수(lead coefficient) 공동검정이 기각되거나, 플래시보 검정에서 반복적으로 유의한 결과가 확인된다면, 평행추세 가정이 충분히 성립되지 않는다고 판단하며, DID의 정책효과(δ)와 event-study DID의 사후계수(lag coefficients)를 규제지역 해제의 순수한 인과효과로 단정하기보다 정책 전후 상대가격 변화 경로의 사후적 평가(ex post assessment)로 해석하도록 한다.

V. 실증분석 결과

1. DID 분석 결과: 평균 효과 비교

1) 분석 결과: 종속변수($\ln P_{it}$)

종속변수로 아파트매매가격지수의 로그수준을 적용

한 분석결과(표 2 참조)를 보면 4개의 모형에서 모두 규제지역 해제 효과($Treat_i \times Post_t$)에 대한 계수가 일관되게 음(-)으로 1% 수준에서 유의하게 나타난다. 계수 크기도 ‘-0.0569 ~ -0.0641’ 범위로, 모형별로 계수 크기의 변동 폭(0.0072)이 크지 않게 나타난다.

이러한 결과는 통제변수와 특례보증금자리론 노출도 변수를 추가하더라도 규제지역 해제 효과 계수의 방향과 크기가 크게 달라지지 않음을 보여준다. 이는 기본모형(모형 1)의 추정 결과가 일정한 안정성을 가진

표 2 TWFE-DID 분석결과²⁰⁾($\ln P_{it}$)

변수	규제지역 해제 Only (모형 1)	통제변수 포함 (모형 2)	특례보증금 자리론포함 (모형 3)	확장 모형 (모형 4)
$Treat_i \times Post_t$	-0.0641*** (0.0000)	-0.0599*** (0.0000)	-0.0569*** (0.0000)	-0.0585*** (0.0000)
$Exp_{it}^S \times SP_t^S$ (특례-우대)			-0.0386* (0.0671)	-0.0131 (0.4332)
$Exp_{it}^G \times SP_t^G$ (특례-일반)			-0.0052 (0.8456)	0.0194 (0.4107)
$Unsold_{it}$ (미분양)		-0.0000 (0.2258)		-0.0000 (0.1993)
$HousePerHH_{it}$ (세대당 주택수)		-0.0815 (0.6848)		-0.0800 (0.6869)
$Turnover_{it}^{(6)}$ (거래 회전율)		5.7058** (0.0172)		5.6250** (0.0218)
$\overline{Share}_{\leq 6, it}^{(6)}$ (6억원 이하)		-0.1272*** (0.0000)		-0.1285*** (0.0000)
$\overline{Share}_{6-9, it}^{(6)}$ (6억원~9억원)		-0.0312 (0.4345)		-0.0389 (0.3229)
$\overline{Share}_{>15, it}^{(6)}$ (15억원 이상)		-0.1053** (0.0316)		-0.1016* (0.0559)
α_i	Yes	Yes	Yes	Yes
λ_t	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	925	925	925	925
R ²	0.9537	0.9659	0.9557	0.9662

주: 괄호 안은 p-value. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

20) 모형의 표준오차는 자치구 단위로 군집화된 로버스트 표준오차(Cluster-Robust S.E.)를 사용하여 이분산성과 군집 내 자기상관을 통제하였음. 또한 클러스터 수가 제한적인 점을 고려하여 소표본 보정을 적용하고, 통계적 유의성은 자유도[25-1, 25는 자치구 수]의 t-분포를 기준으로 판단하였음.

다는 점을 의미한다. 한편 통제변수와 특례보증자리론 노출도 변수를 추가하더라도 모형 전체의 설명력(R^2)은 크게 개선되지 않는다. 이는 TWFE-DID 모형에서 자치구별 시간불변 특성과 장기적 시장구조가 자치구 고정효과에 상당 부분 반영되어 있기 때문으로 해석할 수 있다.

그럼에도 ‘모형 2~모형 4’를 함께 제시한 것은 기본모형의 설명력을 높이기 위한 것이라기보다, 자치구별 거래구조와 가격대 구조, 그리고 특례보증자리론이라는 동시기 정책금융 환경을 고려한 이후에도 핵심 계수의 방향과 해석이 유지되는지를 점검하기 위한 것이다. 특히 특례보증자리론 노출도 변수는 정책금융의 독립적 효과를 식별하기보다, 정책금융 접근 가능성이 높은 가격대 구조를 가진 지역의 상대적 반응을 보완적으로 점검하기 위한 변수로 해석하는 것이 적절하다. 따라서 ‘모형 2~모형 4’는 기본 DID 모형을 대체하기보다, 기본 모형 추정치의 안정성과 해석 범위를 확인하기 위한 보완적인 분석이다.

4개 모형의 규제지역 해제 효과($Treat_i \times Post_t$)에 대한 계수를 통해 정책시점(2023년 1월) 이후 비강남권의 아파트매매가격지수 수준은 강남권 대비 대략 5.5%~6.2% 낮아진 상대경로를 보였다는 것을 알 수 있다²¹⁾. 즉, 비강남권은 규제지역 해제 이후 강남권보다 더 강한 가격상승을 보이지 않았으며, 오히려 강남권 대비 상대가격수준이 낮아지는 경로를 보인 것으로 나타난다.

이러한 결과는 2023년 1월 이후 시장 국면에서 비강남권은 규제완화의 직접적인 수혜지역이었지만, 실제 상대가격 경로는 강남권에 비해 더 약했다는 것을 의미한다. 이는 2023년 이후 서울 아파트 시장의

회복 과정에서 강남권의 상대가격 경로가 비강남권보다 더 강하게 유지되었음을 시사한다. 다만 이러한 차이는 입지 선호, 고가주택 수요, 시장기대, 지역별 거래구조 등 여러 요인이 복합적으로 작용한 결과로 해석할 필요가 있다.

통제변수를 포함한 ‘모형 2’와 ‘모형 4’에서도 DID 계수의 절대값은 소폭 축소되지만, 음(-)의 방향과 통계적 유의성은 유지된다. 이는 미분양, 세대당 주택수, 거래회전도, 가격대별 거래비중 등 지역별 시장구조 변수를 고려한 이후에도 기본모형의 결과가 크게 달라지지 않았음을 의미한다. 따라서 비강남권의 상대적 약세는 구조적 통제변수의 차이만으로 설명되기 어렵고, 정책 이후 서울 아파트 시장의 회복 흐름이 강남권을 중심으로 더 강하게 나타났을 가능성을 의미한다.

한편 규제지역 해제와 유사한 시기에 도입된 특례보증자리론 관련 노출도 상호작용항은 ‘모형 3’에서 우대형 노출도 항만 10% 수준에서 제한적으로 유의하게 나타났고, 일반형 노출도 항은 유의하지 않았다. 그러나 통제변수를 함께 포함한 ‘모형 4’에서는 우대형 노출도 항의 통계적 유의성도 확인되지 않는다.²²⁾ 따라서 특례보증자리론 노출도가 비강남권의 상대적 가격수준을 유의하게 개선하였다고 해석하기는 어렵다.

이러한 결과는 규제지역 해제가 비강남권의 차입제약을 완화하는 제도적 변화를 동반하였음에도, 비강남권의 강남권 대비 상대가격 경로가 개선되지 않았음을 의미한다.

통제변수 가운데서는 ‘아파트 거래회전도’가 양(+)의 방향으로 유의하게 나타나, 거래가 활발한 지역일수록 가격수준도 높거나 상승국면에 민감하게 반응

21) $(e^{-0.0569}-1) \times 100 = (0.9447-1) \times 100 = -5.53\%$, $(e^{-0.0641}-1) \times 100 = (0.9380-1) \times 100 = -6.20\%$

22) 특례보증자리론 노출도 지표가 통제변수에 사용된 아파트 가격대별 거래 비중을 이용하므로, 확장 모형(모형 4)에서는 두 가지 변수의 상관 효과로 인하여 모형 3의 특례보증자리론의 계수의 크기와 통계적 유의성이 감소하는 것으로도 해석할 수 있음.

하는 시장 특성을 반영하는 것으로 볼 수 있다.²³⁾ 한편 '6억 이하 거래 비중($\overline{Share}_{\leq 6, it}^{(6)}$)'과 '15억 초과 거래 비중($\overline{Share}_{> 15, it}^{(6)}$)'은 음(-)방향으로 유의하게 나타난다.²⁴⁾ 이는 특정 가격대의 거래비중이 높을수록 해당 지역의 평균적인 가격경로가 기준 구간 가격대와 상이하게 나타날 수 있음을 의미하며, 거래구성 효과가 가격지수의 상대적 변화에 반영되었을 가능성을 의미한다.²⁵⁾ 즉, 6억 원 이하 거래 비중이 높은 지역에서는 저가 거래의 확대가 평균적인 가격경로를 낮추는 방향으로 작용했을 가능성이 있다. 반면 15억 원 초과 거래 비중이 높은 지역(강남권)에서는 고가주택 중심의 거래구조, 이미 높은 가격수준, 규제 유지지역의 특성 등이 함께 작용하면서 기준 가격대와는 다른 상대가격 경로가 나타난 것으로 해석할 수 있다. 따라서 가격대별 거래비중 계수는 특정 가격대의 직접적인 가격효과라기보다, 지역별 거래구성의 차이가 가격지수의 상대적 변화에 반영된 결과로 볼 수 있다.

2) 분석 결과 : 종속변수($\Delta \ln P_{it}$)

종속변수로 아파트매매가격지수의 로그차분을 적용한 <표 3>의 분석결과를 보면, 4개의 모형 모두 규제지역 해제 효과($Treat_i \times Post_t$)가 유의하지 않게 나타난다. 즉, 정책 이후 비강남권의 월간 가격상승률이 강남권 보다 통계적으로 유의하게 낮았다고 보기는 어렵다.

이렇게 <표 2>의 로그수준 결과와 <표 3>의 로그차분 결과가 다르게 나타나는 것은 두 모형이 포착하는 효과의 성격이 다르기 때문이다. 로그수준 모형은 규제지역 해제 이후 비강남권의 누적된 상대가격 경로

차이를 식별하는 반면, 로그차분 모형은 강남권 대비 비강남권의 월별 상대변화율을 식별한다. 이러한 결과는 비강남권의 가격이 정책 이후 특정 월에 급락했다기보다, 강남권에 비해 상대적으로 약한 회복 흐름이 누적되면서 전체 가격경로가 낮게 형성되었음을 의미한다.

특례보증자리론과 관련된 분석 결과(모형 3과 모형

표 3 TWFE-DID 분석결과($\Delta \ln P_{it}$)

변수	규제지역 해제 Only (모형 1)	통제변수 포함 (모형 2)	특례보증 자리론포함 (모형 3)	확장 모형 (모형 4)
$Treat_i \times Post_t$	-0.0007 (0.5863)	-0.0011 (0.3584)	-0.0003 (0.8045)	-0.0009 (0.3536)
$Expo_{it}^S \times SP_t^S$ (특례-우대)			-0.0004 (0.7628)	0.0008 (0.6426)
$Expo_{it}^G \times SP_t^G$ (특례-일반)			-0.0041 (0.2407)	-0.0046 (0.2122)
$Unsold_{it}$ (미분양)		-0.0000 (0.1152)		-0.0000 (0.1259)
$HousePerHH_{it}$ (세대당 주택수)		0.0248 (0.1655)		0.0256 (0.1464)
$Turnover_{it}^{(6)}$ (거래 회전율)		0.9287*** (0.0000)		0.9545*** (0.0000)
$\overline{Share}_{\leq 6, it}^{(6)}$ (6억원 이하)		0.0009 (0.7781)		0.0016 (0.6226)
$\overline{Share}_{6 \sim 9, it}^{(6)}$ (6억원~9억원)		0.0015 (0.6337)		0.0028 (0.4252)
$\overline{Share}_{> 15, it}^{(6)}$ (15억원 이상)		-0.0071 (0.1159)		-0.0063 (0.2076)
α_i	Yes	Yes	Yes	Yes
λ_t	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	925	925	925	925
R ²	0.9098	0.9141	0.9103	0.9146

주: 괄호 안은 p-value. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

23) 거래회전도는 해당 자치구의 아파트 재고 대비 거래건수로 거래 강도를 나타내므로, 수요가 실제로 가격 형성에 미치는 영향을 포착하는 성격이 있음.

24) 거래비중과 관련된 계수값이 상대적으로 크게 나타나는 것은 변수 자체의 단위가 매우 작은 비율 변수이기 때문이며, 단위 변화에 대한 민감도가 크게 나타난 결과로 볼 수 있음.

25) 가격대별 거래비중은 6억 원 이하, 6억~9억 원, 9억~15억 원, 15억 원 초과로 구분하였음. 각 비중의 합이 1이 되므로 완전 다중공선성을 피하기 위해 9억~15억 원 구간을 회귀식에서 제외하고 준거 가격대(reference price category)로 설정하였음. 따라서 각 가격대별 거래비중 계수는 9억~15억 원 구간 대비 상대적 가격경로 차이로 해석함.

4: $\text{Exp}o_{it}^S \times SP_t^S$, $\text{Exp}o_{it}^G \times SP_t^G$)도 모두 로그차분 모형에서는 유의하지 않게 나타난다. 따라서 특례보금자리론이 비강남권 아파트 가격의 월별 상승률을 뚜렷하게 더 높였다고 볼 수 없다.

이는 특례보금자리론이 일부 가격 구간의 거래 활성화에는 영향²⁶⁾을 미친 것으로 나타났으나, 강남권 대비 비강남권의 가격상승 또는 월간 가격 상승률의 격차를 구조적으로 바꿀 정도의 효과는 확인되지 않았다. 반면 아파트 거래회전도는 로그차분 모형에서도 매우 강하게 유의한 양(+)의 계수가 확인된다. 이것은 월별 가격변화율에서는 거래 유동성이 중요하게 작용한다는 의미이다. 실제 부동산시장에서 가격은 거래가 적을 때보다 거래가 증가할 때 더 민감하게 움직이는 경향을 보인다. 따라서 거래회전도가 유의하게 나타난 것은 현실적인 시장 행태를 반영한 결과로 볼 수 있다.

이상의 결과를 종합하면, 비강남권은 2023년 1월 규제지역 해제 이후 강남권보다 월별 상승률이 유의하게 더 낮아졌다고 보기는 어렵지만, 누적된 가격수준 경로는 유의하게 더 낮아졌다. 로그차분 결과만 보면 정책 이후 월별 가격변화율의 유의한 차이는 확인되지 않는다. 그러나 로그수준 결과를 함께 고려하면, 월별 반응은 뚜렷하지 않았더라도 누적된 가격경로에서는 비강남권이 강남권 대비 상대적으로 약세를 보였다고 볼 수 있다.²⁷⁾ 즉, 비강남권의 규제지역 해제에도 불구하고 비강남권의 상대가격 경로가 강남권보다 강하게 개선되었다고 보기는 어려우며, 강남권 중심의 회복 흐름 속에서 비강남권의 상대적 약세가 지속된 것으로 나타난다.

2. Event-study DID 분석 결과

1) 시차 계수($\beta\tau$): 종속변수($\ln P_{it}$)

〈표 4〉의 로그수준 Event-study 결과를 보면, 정책 이후 시차계수($\beta\tau \geq 0$)는 4개 모형 모두에서 대체로 음(-)의 값을 보이며 시간이 지날수록 절댓값이 확대된다.²⁸⁾ 이는 정책 이후 비강남권의 상대가격수준이 강남권 대비 점진적으로 낮아지는 경로를 보였음을 의미한다.

통제변수를 포함한 모형 2에서는 정책 후반부로 갈수록 음(-)의 계수 크기가 더 크게 추정되어, 지역별 구조적 요인을 고려한 이후에도 비강남권의 상대적 약세가 유지됨을 보여준다.

표 4 Event-Study DID 분석 결과($\ln P_{it}$)

시차 (τ)	종속변수: 로그 수준(Log Level) $\ln P_{it}$			
	규제 지역 해제 Only (모형 1)	통제 변수 포함 (모형 2)	특례보금 자리론 포함 (모형 3)	확장 모형 (모형 4)
-18	0.0458***	0.0355**	0.0458***	0.0361**
-17	0.0436***	0.0315*	0.0436***	0.0321*
-16	0.0401**	0.0248	0.0401**	0.0255
-15	0.0352**	0.0177	0.0352**	0.0185
-14	0.0310**	0.0112	0.0310**	0.0121
-13	0.0288*	0.0079	0.0288*	0.0088
-12	0.0276*	0.0083	0.0276*	0.0092
-11	0.0269*	0.0110	0.0269*	0.0118
-10	0.0260*	0.0124	0.0260*	0.0130
-9	0.0245*	0.0134	0.0245*	0.0139
-8	0.0232*	0.0135	0.0232*	0.0139
-7	0.0220	0.0123	0.0220	0.0127
-6	0.0199	0.0114	0.0199	0.0118
-5	0.0167	0.0077	0.0167	0.0081
-4	0.0141	0.0071	0.0141	0.0073
-3	0.0126*	0.0082	0.0126*	0.0084
-2	0.0087**	0.0066**	0.0087**	0.0067**

26) 〈부록 2〉에서 특례보금자리론 시행기간 동안의 아파트 가격대별로 거래량과 거래 비중에 대한 현황을 확인할 수 있음.

27) 로그수준으로 분석한 결과($Treat_i \times Post_t$)의 유의성을 규제지역 해제의 인과효과로 해석하기 위한 사전추세 검정 결과는 본 논문의 Event-study DID 분석 이후에 정리되어 있음.

28) 규제지역 해제 효과의 정책효과 식별만을 위한 가장 단순한 기본모형(모형 1)에서도 $\tau=0$ 에서 이미 -0.0070으로 유의한 음(-)의 반응이 나타나고, 이후 $\tau=6$ 에서는 -0.0394, $\tau=12$ 에서는 -0.0453, $\tau=18$ 에서는 -0.0629로 하락폭이 커짐.

시차 (τ)	종속변수: 로그 수준(Log Level) $\ln P_{it}$			
	규제 지역 해제 Only (모형 1)	통제 변수 포함 (모형 2)	특례보금 자리론 포함 (모형 3)	확장 모형 (모형 4)
0	-0.0070***	-0.0048*	-0.0070***	-0.0049*
1	-0.0131***	-0.0079**	0.0030	-0.0033
2	-0.0184***	-0.0169***	-0.0000	-0.0200
3	-0.0241***	-0.0245***	-0.0026	-0.0272*
4	-0.0305***	-0.0328***	-0.0069	-0.0353**
5	-0.0364***	-0.0402***	-0.0108	-0.0408**
6	-0.0394***	-0.0466***	-0.0109	-0.0432***
7	-0.0434***	-0.0535***	-0.0099	-0.0451***
8	-0.0453***	-0.0564***	-0.0077	-0.0420**
9	-0.0456***	-0.0582***	-0.0264**	-0.0518***
10	-0.0455***	-0.0581***	-0.0250**	-0.0492***
11	-0.0454***	-0.0568***	-0.0243**	-0.0455***
12	-0.0453***	-0.0568***	-0.0240**	-0.0447***
13	-0.0461***	-0.0558***	-0.0461***	-0.0555***
14	-0.0465***	-0.0542***	-0.0465***	-0.0541***
15	-0.0483***	-0.0556***	-0.0483***	-0.0556***
16	-0.0502***	-0.0580***	-0.0502***	-0.0579***
17	-0.0538***	-0.0630***	-0.0538***	-0.0630***
18	-0.0629***	-0.0734***	-0.0629***	-0.0733***

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

한편, 정책 이전 구간($\tau = -18 \sim -2$)의 계수는 4개 모형 모두 양(+)으로 나타나며, 특히 '모형 1'과 '모형 3'에서는 일부 구간($\tau = -7 \sim -4$)을 제외한 대부분의 구간에서 통계적으로도 유의하게 나타난다. 이는 정책 이전부터 두 권역의 상대가격 경로가 기준시점 대비 완전히 동일하게 움직였다고 보기 어렵다는 것을 의미한다.

다만 통제변수를 포함한 '모형 2'와 '모형 4'에서는 사전계수의 크기와 유의성이 일부 완화되어, 사전기간의 상대경로 차이 중 일부가 지역별 구조적 특성에 의해 설명될 가능성을 보여준다. 이는 정책 이전 상대경로의 차이가 전적으로 처치효과와 무관한 추세 차이만을 의미한다기보다, 지역별 시장구조의 차이와도 관련되어 있을 가능성을 나타내며, [$\tau = -16 \sim \tau = -3$]의 구간에서는 사전계수의 통계적 유의성도 없는

것으로 나타나, 이 구간에서는 사전추세의 차이가 제한적으로나마 존재하지 않는다고 볼 수 있다.²⁹⁾

특례보금자리론 관련 변수를 포함한 '모형 3'과 '모형 4'에서도 정책 이후 시차계수는 대체로 음(-)의 값을 유지한다. 이는 특례보금자리론 노출도를 고려하더라도 비강남권의 상대가격 경로가 강남권 대비 약하게 나타난다는 기본 패턴이 크게 달라지지 않음을 의미한다.

다만 '모형 3'에서는 특례보금자리론 도입 직후 일부 구간($\tau = 1 \sim \tau = 8$)에서 기본모형보다 음(-)의 계수 크기가 작아지거나 유의성이 약화된다. 이는 특례보금자리론 노출도 변수가 정책금융 접근 가능성이 높은 가격대 구조를 일부 반영하면서, 비강남권의 상대가격 경로가 제한적으로 조정되어 추정된 결과로 해석할 수 있다.

2) 시차 계수(β_τ) : 종속변수($\Delta \ln P_{it}$)

아파트매매가격지수의 로그차분을 적용한 분석결과 <〈표 5〉 참조>의 정책 이후의 시차계수($\beta_{\tau \geq 0}$)는 로그 수준을 적용한 결과와 다른 동학을 보인다.

표 5 Event study-DID 분석 결과($\Delta \ln P_{it}$)

시차 (τ)	종속변수: 로그 차분(Log Difference) $\Delta \ln P_{it}$			
	규제 지역 해제 Only (모형 1)	통제 변수 포함 (모형 2)	특례보금 자리론 포함 (모형 3)	확장 모형 (모형 4)
-18	0.0073*	0.0057	0.0073*	0.0056
-17	0.0064	0.0048	0.0064	0.0046
-16	0.0052	0.0035	0.0052	0.0033
-15	0.0037	0.0022	0.0037	0.0020
-14	0.0045	0.0029	0.0045	0.0027
-13	0.0064	0.0048	0.0064	0.0046
-12	0.0075*	0.0064	0.0075*	0.0062
-11	0.0079**	0.0072*	0.0079*	0.0071*
-10	0.0078*	0.0074*	0.0078*	0.0073*
-9	0.0072*	0.0071*	0.0072*	0.0071*

29) 그러나 전체 구간에서는 일부 사전시점의 계수가 유의하게 나타나므로, 엄격한 의미의 평행추세가 완전히 충족된다고 보기는 어려움.

시차 (τ)	종속변수: 로그 차분(Log Difference) $\Delta \ln P_{it}$			
	규제 지역 해제 Only (모형 1)	통제 변수 포함 (모형 2)	특례보금 자리론 포함 (모형 3)	확장 모형 (모형 4)
-8	0.0074*	0.0075*	0.0074*	0.0075*
-7	0.0074*	0.0075*	0.0074*	0.0074*
-6	0.0066*	0.0065*	0.0066*	0.0065*
-5	0.0055	0.0055	0.0055	0.0055
-4	0.0060**	0.0061**	0.0060**	0.0062**
-3	0.0072***	0.0071**	0.0072**	0.0071**
-2	0.0048**	0.0048**	0.0048**	0.0048**
0	0.0017	0.0015	0.0017	0.0015
1	0.0025	0.0024	0.0017	0.0014
2	0.0033	0.0028	0.0032	0.0020
3	0.0030	0.0023	0.0037	0.0025
4	0.0023	0.0015	0.0020	0.0005
5	0.0027	0.0019	0.0024	0.0006
6	0.0057	0.0049	0.0062	0.0045
7	0.0047	0.0038	0.0072	0.0051
8	0.0068	0.0058	0.0084*	0.0065
9	0.0083*	0.0073*	0.0084*	0.0060
10	0.0088*	0.0078*	0.0090*	0.0068
11	0.0088**	0.0078*	0.0083*	0.0063
12	0.0087**	0.0078**	0.0079*	0.0059
13	0.0079*	0.0070*	0.0079*	0.0067*
14	0.0083*	0.0075*	0.0083*	0.0073*
15	0.0068	0.0061	0.0068	0.0059
16	0.0068	0.0060	0.0068	0.0058
17	0.0051	0.0044	0.0051	0.0042
18	-0.0004	-0.0010	-0.0004	-0.0012

주: *** p(0.01), ** p(0.05), * p(0.10).

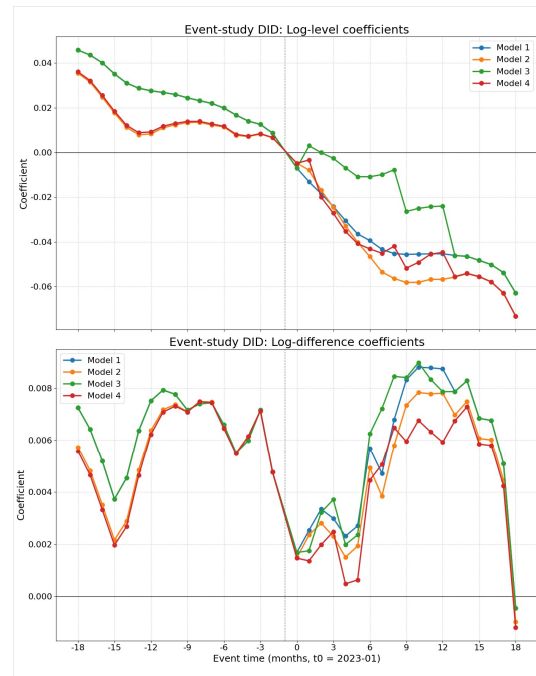
〈표 5〉의 로그차분 결과를 보면, 정책 직후 $\tau=0 \sim \tau=7$ 구간에서는 4개 모형의 계수가 대체로 0에 가깝고 통계적으로 유의하지 않다. 이는 규제지역 해제 직후 비강남권의 월별 상대 가격변화율이 즉각적으로 개선되었다고 보기 어렵다는 점을 보여준다. 다만 중기 구간($\tau=9 \sim \tau=14$)에서는 ‘모형 1~모형 3’을 중심으로 일부 양(+)의 계수가 유의하게 나타난다. 이는 정책 직후의 즉각적 반응은 제한적이었으나, 일정 시차 이후 월별 가격변화를 측면에서 부분적인 회복 신호가 관찰되었음을 의미한다. 그러나 통제변수와 특례보금자리론 노출도 변수를 동시에 포함한 ‘모형 4’에서는 중기 구간의 양(+) 반응에 대한 통계적 유의

성이 대부분 약화된다. 따라서 로그차분 결과는 비강남권의 가격변화율이 지속적·구조적으로 개선되었다기보다, 일부 중기 구간에서 제한적인 회복 신호가 나타난 것으로 볼 수 있다.

한편, 사전계수(lead)는 ‘모형 1~모형 4’의 $[\tau=-12 \sim \tau=-2]$ 구간에서 양(+)의 유의한 계수가 반복적으로 확인되므로, 변화율 기준에서도 평행추세가 완전히 충족된다고 볼 수 없다. 따라서 로그차분 결과 역시 규제지역 해제의 강한 인과효과라기보다, 정책 전후 비강남권의 월별 상대 가격변화율이 어떤 경로로 움직였는지를 보여주는 사후적 비교 결과로 해석하는 것이 적절하다.

한편, 비강남권의 상대가격 동향은 〈그림 1〉의 로그수준과 로그차분 시차계수를 함께 볼 때 보다 더 명확하게 확인된다. 〈그림 1〉의 로그수준 그래프(상)는 〈표 4〉의 결과를 시각적으로 잘 보여준다. 정책 이후 비강남권의 시차계수는 전반적으로 음(-)의 영

그림 1 시차계수 그래프



역에 머물며, 시간이 지날수록 강남권 대비 상대가격 수준의 격차가 확대되는 모습이 확인된다. 다만 특례 보급자리론 관련 변수를 포함한 모형 3(Green)과 모형 4(Red)에서는 제도 시행기간($\tau=2 \sim \tau=12$) 동안 음(-)의 하락 폭이 완만해지거나 일부 구간($\tau=1, \tau=8$)에서 단기적인 조정이 나타난다. 이는 특례보급자리론 노출도와 관련된 가격대 구조가 반영되면서 비강남권의 상대가격 하락 경로가 일부 완화된 것으로 볼 수 있다.

이는 특례보급자리론에 대한 노출도 변수가 비강남권의 상대적 가격 경로의 하방 압력을 부분적으로 완충한 결과로 볼 수 있다. 그러나 일반형 제도가 종료되는 시점($\tau=9$) 이후에는 시차계수가 다시 크게 하락하여 비강남권의 상대적 가격 약세가 재차 확대되는 양상이 확인된다. 한편 지역적 특성을 통제한 '모형 2(Yellow)'는 '모형 1(Blue)'에 비해 비강남권의 상대 가격수준 하락 폭이 더욱 크게 나타나는데, 이는 자치구별 구조적 요인을 고려할 경우, 비강남권의 약세가 보다 명확하게 나타나는 것을 의미한다. 종합하면, 비강남권의 상대 가격수준은 전반적으로 하락 경로를 유지하는 가운데, 특례보급자리론 시행 기간에는 그 하락 속도가 일시적으로 완화되었다가 이후 다시 확대되는 동태적 조정 패턴을 보인다는 것을 알 수 있다. 반면 로그차분 그래프(하)에서는 정책 직후 비강남권의 상대 가격변화율에 뚜렷한 반등이 나타나지는 않지만, 중기 구간($\tau=5 \sim \tau=11$)에서는 일부 모형에서 뚜렷한 양(+)의 반응이 확대되는 것이 관찰된다. 이는 비강남권의 상대가격수준은 강남권 대비 약세를 보였으나, 가격변화율 측면에서는 일부 중기 구간에서 하락 압력이 일시적으로 완화되었을 가능성을 보여준다. 다만 이러한 완화 양상을 특례보급자리론의 독립적 효과로 단정하기보다는, 동시기 정책 금융 환경과 시장회복 흐름이 함께 반영된 결과로 해석할 필요가 있다.

3) 통제 변수 추정 결과(모형 2와 모형 4)

〈표 6〉의 통제변수를 포함한 '모형 2'와 '모형 4'에 대한 분석결과를 살펴보면, 통제 변수 가운데 거래회전도($Turnover_{it}^{(6)}$)는 로그차분($\Delta \ln P_{it}$) 모형에서는 '모형 2'와 '모형 4' 모두에서 1% 수준으로 유의하게 나타났으며, 로그수준($\ln P_{it}$) 모형에서는 '모형 2'에서 10% 수준으로 유의하나 '모형 4'에서는 유의성이 약화된다.

거래회전도는 특히 로그차분 모형에서 높은 통계적 유의성을 보인다. 이는 거래회전도가 월별 가격변화율을 설명하는 중요한 거래활동 지표임을 의미한다. 로그수준 모형에서는 일부 모형에서만 유의하므로, 거래회전도는 가격수준 자체보다 단기 가격변화율과 더 밀접하게 관련된 변수로 해석할 수 있다. 즉, 서울시 아파트 시장에서 가격조정은 공급이나 재고 관련 지표보다 거래 활성화 정도에 의해 주도되는 경향이 강했음을 보여준다. 반면 '미분양주택수($Unsold_{it}$)'와 '세대당주택수($HousePerHH_{it}$)'는 유의하지 않아, 서울의 아파트 시장에서는 주택공급 관련 구조적인 변수보다 실제 거래가 이루어지는 정도가 가격변동을 설명하는 데 더 중요한 역할을 한 것으로 보인다.

표 6 Event study-DID 분석 결과(통제 변수, Z_{it})

시차(τ)	$\ln P_{it}$		$\Delta \ln P_{it}$	
	모형 2	모형 4	모형 2	모형 4
$Unsold_{it}$	-0.0000 (0.254)	-0.0000 (0.267)	-0.0000 (0.376)	-0.0000 (0.535)
$HousePerHH_{it}$	-0.1476 (0.461)	-0.1459 (0.468)	0.0178 (0.241)	0.0178 (0.252)
$Turnover_{it}^{(6)}$	13.4275* (0.093)	12.1997 (0.105)	2.7141*** (0.000)	2.9370*** (0.000)
$\overline{Share}_{6 \sim 9, it}^{(6)}$	-0.1363*** (0.000)	-0.1306*** (0.000)	0.0026 (0.391)	0.0025 (0.440)
$\overline{Share}_{6 \sim 9, it}^{(6)}$	-0.0353 (0.371)	-0.0281 (0.465)	0.0034 (0.295)	0.0041 (0.270)
$\overline{Share}_{>15, it}^{(6)}$	-0.1214** (0.011)	-0.1157** (0.046)	-0.0019 (0.663)	-0.0033 (0.493)

주: 괄호 안은 p-value. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

가격대별 거래비중 변수 중에서는 ‘로그수준’에서 ‘6억 원 이하 비중($\overline{Share}_{\leq 6, it}^{(6)}$)’과 ‘15억 원 초과 비중($\overline{Share}_{> 15, it}^{(6)}$)’이 음(-)으로 유의하게 나타나지만, ‘로그차분’에서는 모두 유의하지 않아 단기적인 가격변화를 설명하는 변수로서는 한계가 있는 것으로 확인된다.

4) 특례보급자리론 효과 분석(모형 3과 모형 4)

〈표 7〉은 로그수준을 종속변수로 하여 특례보급자리론 노출도와 정책기간의 월별 상호작용항을 추정한 결과이다.

먼저 ‘모형 3’을 보면, ‘일반형 노출도가 큰 지역(6억~9억 원 비중이 높은 지역)’은 2023년 2월부터 9월까지 대체로 음(-)의 계수를 보이며 통계적으로 유의하다. 이는 중저가 주택 비중이 높은 지역일수록 해당 기간 동안 강남권 대비 상대 가격수준이 하락하였음

을 의미한다. ‘우대형 노출도가 큰 지역(6억 원 이하 비중이 높은 지역)’ 역시 전반적으로 음(-)으로 나타나며, 2023년 4월 이후에는 통계적으로 유의하게 나타난다. 즉, 저가 주택 비중이 높은 지역에서는 동일한 정책금융 환경하에서도 강남권 대비 상대 가격수준이 상대적으로 약한 방향으로 반응한 것으로 볼 수 있다.

반면 ‘모형 4’에서는 우대형과 일반형 모두 음(-)의 부호는 대체로 유지되지만, 그 크기가 작아지고 통계적 유의성도 상당 부분 약화되는 것으로 나타난다.³⁰⁾ 이는 특례보급자리론 노출도가 높은 지역의 상대 가격수준 변화가 정책금융 자체의 독립적인 효과라기보다, 정책금융에 대한 아파트 가격구조의 지역적 이질성이 시장 반응에 함께 반영된 결과로 해석될 필요가 있음을 의미한다.

이런 결과는 특례보급자리론이 비강남권 저가 및 중저가 지역의 상대 가격수준을 강하게 끌어올렸기보다, ‘일반형 노출도’가 높은 지역에서는 상대 가격수준 하락이 더 뚜렷하게 나타났고, ‘우대형 노출도’가 높은 지역 역시 전반적으로 상대 가격수준 하락 경로를 보였다는 점을 보여준다.

이러한 결과를 보다 입체적으로 해석하기 위해서는 가격수준뿐만 아니라 가격변화율을 반영하는 로그차분 결과를 함께 검토할 필요가 있다.

〈표 8〉은 로그차분을 종속변수로 하여 특례보급자리론 노출도와 정책기간의 월별 상호작용항을 추정한 결과이다. 먼저 ‘일반형 노출도가 큰 지역(6억~9억 원 비중이 높은 지역)’은 ‘모형 3’과 ‘모형 4’에서 계수의 부호가 일정하지 않고, 전반적으로 통계적으로 유의한 양(+)의 반응도 확인되지 않는다. 오히려 2023년 8월~9월에는 음(-)의 계수가 나타나, ‘중저가

표 7 Event study-DID 분석 결과($\ln P_{it} : \theta_m^S, \theta_m^G$)

시차(τ)	모형 3		모형 4	
	우대형 $\text{Exp}_i^S \times 1[t=m]$	일반형 $\text{Exp}_i^G \times 1[t=m]$	우대형 $\text{Exp}_i^S \times 1[t=m]$	일반형 $\text{Exp}_i^G \times 1[t=m]$
23.02($\tau=2$)	-0.0240	-0.0470**	0.0060	-0.0323
23.03($\tau=3$)	-0.0304	-0.0495**	0.0148	-0.0057
23.04($\tau=4$)	-0.0360*	-0.0570***	0.0139	-0.0067
23.05($\tau=5$)	-0.0407**	-0.0609***	0.0110	-0.0031
23.06($\tau=6$)	-0.0457**	-0.0641***	0.0101	-0.0112
23.07($\tau=7$)	-0.0527***	-0.0690***	0.0025	-0.0204
23.08($\tau=8$)	-0.0621***	-0.0804***	-0.0045	-0.0347
23.09($\tau=9$)	-0.0692***	-0.0907***	-0.0149	-0.0499
23.10($\tau=10$)	-0.0689***		-0.0219	
23.11($\tau=11$)	-0.0735***		-0.0308	
23.12($\tau=12$)	-0.0758***		-0.0392**	
24.01($\tau=13$)	-0.0766***		-0.0423**	

주: 괄호 안은 p-value. *** p(0.01), ** p(0.05), * p(0.10).

30) 본 연구의 특례보급자리론 노출도 변수는 정책 시행 이전 가격대별 거래비중의 평균값을 활용하여 구성한 사전 고정 노출도이며, 통제변수로 사용된 가격대별 거래비중 변수 역시 동일한 실거래자료를 기반으로 산출되었음. 따라서 두 변수는 구성 목적과 시간 처리 방식에는 차이가 있으나, 가격구조와 관련된 일부 정보를 공유하고 있어 통제변수 포함 시 노출도 계수의 크기 및 통계적 유의성이 일부 약화될 가능성이 존재함.

주택 비중이 높은 지역'의 상대 가격 상승률이 강남권 대비 뚜렷하게 개선되지 않았으며, 일부 기간에는 오히려 상승률이 악화되었다는 것을 나타낸다. 이러한 결과는 '일반형 노출도'가 높은 지역은 "상대 가격수준 하락을 보였을 뿐 아니라, 그 약세가 뚜렷하게 반전되지 않았다"는 것을 의미한다. 반면 '우대형 노출도가 큰 지역(6억 원 이하 비중이 높은 지역)'은 정책 초기에는 유의한 반응이 거의 없거나 일부 음(-)의 계수가 나타나지만, 후반부로 갈수록 양(+)의 계수가 일부 확인된다. 특히 모형 4에서는 2023년 10월, 12월, 2024년 1월에 각각 0.0041, 0.0044, 0.0059로 유의한 양(+)의 계수가 관찰된다. 이는 정책 후반부 일부 시점에서 6억 원 이하 저가주택 비중이 높은 지역의 상대 가격상승률이 일시적으로 개선되었을 가능성을 의미한다. 다만 이 기간은 금리 기대, 거래 심리 회복, 일반형 특례보금자리론 종료 이후의 정책

환경 변화가 함께 작용한 시기이므로, 이를 우대형 특례보금자리론의 독립적 효과로 보기에는 한계가 존재한다.

〈표 8〉의 결과는 '일반형 노출도'가 높은 지역에서는 가격 상승률의 뚜렷한 회복이 나타나지 않는다는 것을 보여준다. 한편 일반형 노출도 계수는 2023년 9월 이후 추정되지 않으므로, 정책 후반부의 우대형 특례보금자리론의 양(+) 반응을 일반형 특례보금자리론과 동일 시점에서 직접 비교하여 차등적인 반응으로 해석하는 데에는 한계가 있다. 따라서 저가주택 비중이 높은 지역에서 일부 후반부 회복 가능성이 관찰되었으나, 이를 특례보금자리론의 독립적 정책효과 또는 우대형·일반형 간 확정적 차등반응으로 확대 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다.³¹⁾

한편 특례보금자리론 노출도는 정책 시행 직전의 가격대별 거래구성을 기준으로 하므로, 특정 시점의 비전형적 거래에 영향을 받을 수 있다. 이에 본 연구는 동일 단지·동일 계약일에 10건 이상 발생한 직거래를 비전형적 대량 직거래로 분류하고, 이를 제외한 기준으로 노출도를 재산정하여 추가 점검하였다. 추가 분석 결과, DID 및 Event-study 추정치의 방향과 주요 유의성은 대부분 유지되었다. 따라서 비전형 대량 직거래 제외 여부는 본 연구의 핵심 계수 경로와 해석을 실질적으로 바꾸지 않는 것으로 판단된다.³²⁾

표 8 Event study-DID 분석 결과($\Delta \ln P_{it}; \theta_m^S, \theta_m^G$)

시차(τ)	모형 3		모형 4	
	우대형 $\text{Exp}_i^S \times 1[t=m]$	일반형 $\text{Exp}_i^G \times 1[t=m]$	우대형 $\text{Exp}_i^S \times 1[t=m]$	일반형 $\text{Exp}_i^G \times 1[t=m]$
23.02($\tau=2$)	0.0013	0.0022	0.0015	0.0026
23.03($\tau=3$)	-0.0021	0.0036	-0.0006	0.0044
23.04($\tau=4$)	-0.0015	-0.0015	0.0007	-0.0025
23.05($\tau=5$)	-0.0004	0.0022	0.0023	0.0009
23.06($\tau=6$)	-0.0008	0.0028	0.0033	0.0010
23.07($\tau=7$)	-0.0029	0.0012	0.0015	-0.0006
23.08($\tau=8$)	-0.0051*	-0.0053	-0.0004	-0.0067
23.09($\tau=9$)	-0.0029	-0.0043	0.0016	-0.0068
23.10($\tau=10$)	-0.0003		0.0041**	
23.11($\tau=11$)	-0.0006		0.0029	
23.12($\tau=12$)	0.0016		0.0044**	
24.01($\tau=13$)	0.0031**		0.0059***	

주: 괄호 안은 p-value. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

3. 사전추세 검정

본 연구에서는 아파트매매가격에 대한 시각적 추세를 확인하고, 앞에서 추정한 Event-study DID의 사전계수(lead)에 대한 공동검정, 선형추세 여부를 확인

31) 한편 이러한 결과는 순수한 '우대형 노출도'의 효과로 보기에는 한계가 있고, 2024년 초 시장 분위기의 변화, 거래심리 회복, 금리 기대 변화, 일반형 특례보금자리론 종료 이후의 정책환경 변화 등 다양한 요인이 동시에 작용하였을 가능성이 있음.

32) 비전형 대량 직거래 제외 후에도 로그수준 DID 계수는 -0.0560에서 -0.0559로, 로그차분 DID 계수는 -0.0013에서 -0.0014로 변하는 데 그쳤음. Event-study 결과에서도 모형 4의 로그수준 1개 시점($\tau=7$, $p=0.0822 \rightarrow 0.1011$)을 제외하면 10% 유의수준 기준에서 유의 여부 변화가 없었으며, 5% 기준에서는 모든 모형에서 유의 여부 변화가 확인되지 않았음.

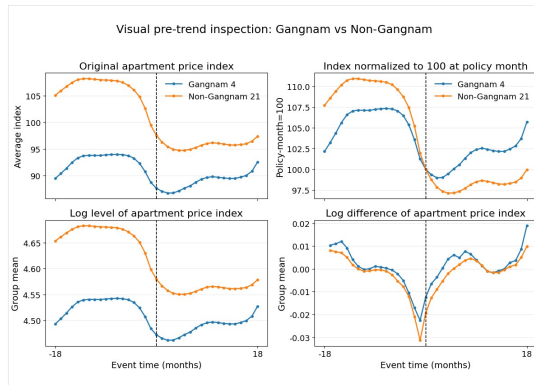
하는 선형 회귀식 검정, 가상의 정책시점에서의 추세의 안정성을 확인하는 플라시보 검정을 통해 사전추세의 평행성에 대한 검정을 수행하였다.

1) 아파트매매가격지수에 대한 시각적 비교

〈그림 2〉는 강남권과 비강남권의 아파트매매가격 원지수, 정책시점을 100으로 표준화한 지수, 로그수준, 로그차분 경로를 함께 비교한 것이다.

‘원지수(좌-상)’와 ‘로그수준(좌-하)’에서는 강남권과 비강남권의 절대 수준에서 차이가 존재하지만, 정책 이전 기간의 방향성 자체는 대체로 유사하게 움직이는 모습을 보인다. 반면 ‘정책 시점을 100으로 표준화한 지수(우-상)’와 ‘로그차분(우-하)’ 경로를 보면, 비강남권에 대한 규제지역 해제 시점에서 앞의 시점($\tau \rightarrow -18$)으로 갈수록, 두 집단의 상대경로가 완전히 중첩되지는 않으며, 특히 로그차분에서는 정책시점 부근($\tau=-2 \sim \tau=0$)에 변동 폭의 차이가 상대적으로 크게 나타난다.

그림 2 아파트매매가격지수에 대한 추세 비교



이러한 시각적인 추세 진단을 통해 사전기간 동안 강남권과 비강남권은 완전히 동일한 경로를 보였다고 하기는 어렵지만, 지수와 지수 변화율 추세의 전반적인 방향성과 변동 패턴은 일정 부분 유사하게 나타나므로 두 권역의 사전경로가 완전히 상이한 추세를 보였다고 단정하기도 어렵다.

2) 사전계수 공동검정³³⁾

Event-study DID의 사전계수에 대한 공동검정결과, ‘로그수준’과 ‘로그차분’을 종속변수로 적용한 ‘모형 1’과 ‘모형 4’에서 정책 이전 시점의 사전계수들(lead coefficients)이 모두 0이라는 귀무가설이 기각되었다. 따라서 Event-study DID 결과는 ‘엄격한 의미의 평행추세 가정’이 충분히 지지된다고 보기 어렵다.

표 9 Event-study DID 사전계수 공동검정

Statistic	Log level ($\ln P_{it}$)		Log difference ($\Delta \ln P_{it}$)	
	모형 1(기본)	모형 4(확장)	모형 1(기본)	모형 4(확장)
F-stat.	179.581***	11.0572***	12.6754***	9.1344***
p-value	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

주: 괄호 안은 p-value. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

3) 선형추세 검정

앞에서 정의한 〈식 7〉을 따라 ‘모형 1’에 대한 ‘기본형 선형추세 검정식(모형 1a)³⁴⁾’과 ‘모형 4’의 통제변수와 특례보급자리론에 대한 노출도를 반영한 ‘확장형 선형추세 검정식(모형 4a)³⁵⁾’을 정의하고 아파트매매가격지수의 선형추세 여부를 검정하였다(〈표 10〉 참조).

33) 사전추세 검정은 event-study DID 모형 중 ‘기본모형(모형 1)’과 ‘최종 확장모형(모형 4)’을 중심으로 수행하였음. ‘모형 1’은 통제변수를 포함하지 않은 최소모형으로서 정책 이전에 처리집단과 비교집단 간 내재적 추세 차이를 확인하는 기준모형의 역할을 함. 반면에 ‘모형 4’는 통제변수와 특례보급자리론 노출도를 모두 포함한 모형으로 본 연구의 정책효과 해석을 위한 최종 확장된 모형임. 따라서 두 모형을 비교함으로써 추가적인 통제요인의 도입이 사전추세 문제를 완화하는지 여부를 평가할 수 있음. 한편 ‘모형 2’와 ‘모형 3’은 각각 통제변수 또는 정책금융효과를 식별하기 위한 변수를 단계적으로 추가한 중간 모형으로서, 사전추세 검정의 독립적 목적보다는 최종모형으로의 확장 과정에서의 보조적 역할을 수행하므로 사전추세 검정을 위한 별도의 공동검정 결과는 본문에서 생략하였음.

34) 기본식(모형 1a): $y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \rho(Treat_i \times Trend_t) + \epsilon_{it}$

정책 이전 표본만을 이용하여 선형 사전추세 검정을 수행한 결과, ‘로그수준 모형’에서는 기본형 선형 추세 검정보형(모형 1a)과 확장형 선형추세 검정보형(모형 4a) 모두에서 기울기(Slope)가 음(-)의 방향으로 유의하게 나타났다. 이는 비강남권과 강남권 사이에 정책 이전부터 가격수준 경로의 선형적 기울기 차이가 존재했음을 의미한다.

반면 ‘로그차분 모형’에서는 ‘기본형 모형(모형 1a)’과 ‘확장형 모형(모형 4a)’ 모두 유의하지 않게 나타나, 변화를 기준에서는 정책시점 이전 기간에서 선형 추세 차이가 확인되지 않았다. 이러한 ‘상반된 선형추세 검정 결과’는 사전추세 문제가 주로 가격수준의 누적 경로 차이와 관련되어 있으며, 변화를 기준에서는 상대적 차이(사전추세)가 없었다는 것을 보여준다.

표 10 선형추세 검정 결과

Statistic	Log level ($\ln P_{it}$)		Log difference ($\Delta \ln P_{it}$)	
	모형 1a (기본)	모형 4a (확장)	모형 1a (기본)	모형 4a (확장)
Slope(ρ)	-0.0022***	-0.0019***	-0.0001	0.0000
SE	0.0007	0.0006	0.0002	0.0002
t-stat.	-3.3810	-3.2291	-0.4797	0.0223
p-value	0.0025	0.0036	0.6358	0.9824

주: 괄호 안은 p-value. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

4) 플라시보(가상 정책 시점) 검정 결과

플라시보 검정은 실제 정책 이전 시점을 가상 정책시

점(2022년 3월, 2022년 6월)으로 설정한 Event-study DID 방식으로 분석하였다.³⁶⁾

분석 결과, 로그수준과 로그차분 모두에서 가상 정책시점(플라시보 정책시점) 이후의 사후계수에 대한 공동검정이 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 실제 정책이 존재하지 않았던 시점에도 비강남권과 강남권 사이에 정책효과와 유사한 상대경로 변화가 존재한다는 가능성을 의미한다. 이는 지역규제 해제 이후의 DID 및 event-study DID 추정치가 규제지역 해제라는 단일 정책충격만을 반영한다기보다, 정책 이전부터 누적되어 온 상대가격 경로 차이 또는 동 시기 시장구조의 이질성 또는 식별되지 않은 다른 정책효과 등을 반영하고 있을 가능성을 의미한다.³⁷⁾

표 11 플라시보 사후계수(lag) 공동검정 결과

Statistic		Log level		Log difference	
		모형 1 (기본)	모형 4 (확장)	모형 1 (기본)	모형 4 (확장)
2022.03	F-stat.	62.3556***	4.1792***	5.8824***	3.1961***
	p-value	0.0000	0.0020	0.0002	0.0095
2022.06	F-stat.	13.6266***	4.2817***	3.2896**	2.8236**
	p-value	0.0000	0.0034	0.0135	0.0270

주: 괄호 안은 p-value. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

이러한 사전추세 분석 결과를 종합하면, 본 연구에서 평행추세 가정이 완전히 충족된다고 보기는 어렵다는 것을 의미한다. 특히 로그수준을 적용한 강건성 분석에서는 정책 이전부터 두 집단 간 상대경로 차이

35) 확장식(모형 4a): $y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \rho(Treat_i \times Trend_t) + Z'_{it}\beta + \theta_S(Exp_{it}^S) + \theta_G(Exp_{it}^G) + \varepsilon_{it}$

36) 플라시보 검정에서 event-study DID의 결과는 분석기간 설정에 민감하므로, 본 연구에서는 각 가상시점 이후에도 충분한 관측치를 확보하면서 실제 정책효과가 포함되지 않도록 윈도우를 설정하였음. 2022년 3월의 경우 [-9,+9], 2022년 6월의 경우 [-9,+6]을 적용하였으며, 이는 가능한 한 대칭적 구조를 유지하되 사후 구간이 실제 정책시점을 초과하지 않도록 제한한 것임.

37) 사전추세의 차이는 동(洞) 단위에서 진행되는 재개발·재건축과 같은 도시정비사업, 토지거래허가구역 지정과 같은 국지적 규제, 기타 지역별 개발 호세 등 자치구 단위 자료로는 충분히 포착되지 않는 비관측 지역특성의 차이에서 기인할 가능성이 있음. 이러한 요인들은 특정 지역의 가격경로에 선별적으로 영향을 미칠 수 있어, 정책 이전 시점에서도 처리집단과 비교집단 간 상이한 추세를 유발할 수 있음.

가 일정하게 존재하였으며, 플라스보 검정에서도 유사한 패턴이 반복적으로 확인되었다. 반면 로그차분을 적용한 강건성 분석에서는 사전추세 위반의 정도가 상대적으로 완화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 고려할 때, 본 연구의 DID 및 event-study DID 추정치는 규제지역 해제의 순수한 인과효과로 단정하기보다는, 2023년 1월 서울 비강남권 규제지역 해제와 동시기 정책금융 완화 환경 이후, 비강남권과 강남권 간의 상대가격 경로가 어떻게 재편되었는지를 보여주는 사후적 비교평가로 해석하는 것이 적절하다.

VI. 결론

본 연구는 2023년 1월 시행된 서울 비강남권 21개 자치구의 규제지역 해제를 중심 정책변화로 설정하고, 같은 시기에 시행된 특례보급자리론 등 정책금융 완화 환경을 함께 고려하여 정책 전후 강남권과 비강남권 아파트 시장의 상대적 동태경로 변화를 분석하였다. 분석 결과, 규제 완화라는 정책적 기대와 달리 비강남권의 아파트 가격은 강남권 대비 상대적 약세를 보였다. 즉, 비강남권 규제지역 해제가 비강남권 가격을 강남권에 비해 상대적으로 상승시켰다는 실증적 증거는 확인되지 않았으며, 오히려 동태적 가격 경로는 시간이 흐를수록 점진적으로 하방 조정되는 양상을 나타냈다. 이는 2023년 이후 서울 아파트 시장의 조정이 서울 전체에 동일하게 작동한 것이 아니라, 강남권과 비강남권에서 서로 다른 속도와 패턴으로 전개되었음을 시사한다.

다만 이러한 결과를 규제지역 해제만의 순수한 인과효과로 단정하기는 어렵다. 2023년 전후에는 정책금융 완화, 금리 국면 변화, 거래 심리의 조정 등 다양한 시장 환경 변화가 동시에 존재하였으며, 사전추세 검정 결과 역시 엄격한 의미의 평행추세 가정이 충분

히 충족되지 않는다는 것을 보여준다.

따라서 본 연구의 결과는 규제지역 해제 이후 동일한 정책금융 환경하에서 서울 내부 하위시장 간 상대적 가격경로가 어떻게 차별적으로 전개되었는지를 보여주는 사후적 비교평가로 해석하는 것이 적절하다.

본 연구의 결과는 규제지역 지정·해제의 효과가 지역의 가격수준, 금융제약, 수요구조, 정책금융 접근성에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 보여준다. 따라서 향후 부동산정책은 규제의 일괄적 강화 또는 완화보다는 주택 가격대별 또는 하위시장별 특성을 반영한 차등적 접근이 필요하다. 또한 규제지역 해제 이후 시장 반응을 해석할 때에는 개별 정책조치뿐 아니라, 동시기 정책금융 환경과 지역별 가격구조의 차이를 함께 고려할 필요가 있다.

마지막으로 본 연구는 아파트가격 형성요인 전반을 설명하기보다, 정책 변화 이후 비강남권과 강남권 간 상대적 가격경로를 확인하는 데 목적을 두었으므로 자치구 단위 자료를 제한적으로 활용하였다. 따라서 개별 단지 수준의 이질성, 가격대별 세부 반응, 정비사업 기대, 토지거래허가구역 등 추가적인 지역요인을 충분히 반영하지 못한 한계가 있다. 또한 중첩정책과 사전추세 문제로 인해 엄격한 인과추론에도 제약이 존재한다. 특히 특례보급자리론 노출도 변수는 실제 정책금융 이용 규모가 아니라 정책금융 접근 가능성이 높은 가격대 구조의 지역적 분포를 반영하는 지표이며, 가격대별 거래비중 통제변수와 동일한 실거래자료를 기반으로 산출되므로 두 변수 간 상관관계가 존재할 가능성이 있다. 이로 인해 일부 모형에서 노출도 계수의 유의성이 약화될 수 있다는 점도 해석상 유의할 필요가 있다.

아울러 비강남권 내부에서도 주택가격 구조, 강남권과의 지리적 인접성, 공간적 파급효과가 상이할 수 있음에도 본 연구는 비강남권 전체를 하나의 비교집단으로 설정하였다. 따라서 후속 연구에서는 자치구

별 공간구조와 가격대별·유형별 자료를 활용하여 세부 하위시장을 분류하고, 정책금융 노출도와 거래구조 변화가 지역별 가격동학에 미치는 영향을 보다 심층적으로 분석할 필요가 있다.

• 참고문헌

References

1. 강길주. 2024. 주택시장 안정화와 부동산 금융규제 정책의 유효성: 수도권과 지방광역시 비교 분석. 주택금융연구 8권, 1호: 27-54.
Kang Kilju. 2024. Housing market stabilization and effectiveness of real estate financial regulatory policies: focusing on capital areas and regional metropolitan cities. *Housing Finance Research* 8, no.1: 27-54.
2. 김대원, 유정석. 2014. 주택 투기지역 지정 및 해제 효과 분석. 도시행정학보 27집, 3호: 191-212.
Kim Daiwon and Yu Jungsuk. 2014. Measuring the effectiveness of the housing speculative zoning and de-zoning. *Journal of the Korean Urban Management Association* 27, no.3: 191-212.
3. 김문성, 배형. 2012. 서울 아파트 월세, 전세, 매매시장의 무차의 조건과 규제 및 규제완화 효과에 대한 시사점. 규제연구 21권, 2호: 127-146.
Kim Moonsung and Bae Hyung. 2012. No arbitrage condition and regulation/deregulation effects in seoul area apartment markets. *Journal of Regulation Studies* 21, no.2: 127-146.
4. 김슬기, 김의준. 2025. 투기과열지구의 단계적 지정 및 해제 효과: 시차를 반영한 이중차분법의 적용. 국토계획 60권, 4호: 251-262.
Kim Seulki and Kim Euijune. 2025. The effects of the phased designation and lifting of speculative overheating zones: a staggered difference-in-differences approach. *Journal of Korea Planning Association* 60, no.4: 251-262.
5. 노동권, 심교연, 김성희. 2021. DTI 규제 완화가 아파트 매매가격 변동에 미치는 영향에 관한 연구: 서울시 구별 패널자료를 이용한 이중차분법의 적용. 부동산학연구 27집, 4호: 41-56.
Noh Dongkwon, Shim Kyoeon and Kim Seonghee. 2021. A study on the effect of dti deregulation on the change of apartment sale price: application of did using district panel data of Seoul. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association* 27, no.4: 41-56.
6. 변세일, 황관석, 박천규. 2016. 주택거래 증가의 경제적 파급효과 분석. 국토연구 88권: 43-63.
Byeon Seh-Il, Hwang Gwanseok and Park Chungyu. 2016. An analysis on economic effects of increase in housing transactions. *The Korea Spatial Planning Review* 88: 43-63.
7. 서재형, 배광빈. 2022. 부동산 규제 및 완화 정책이 아파트 매매가격에 미치는 영향 분석: 서울과 수도권 아파트 가격을 중심으로. 융합사회와 공공정책 16권, 3호: 202-224.
Seo Jaehyung and Bae Kwangbin. 2022. Analysis of the effects of real estate regulation and deregulation policies on apartment sale prices: focusing on apartment prices in Seoul and the Seoul Metropolitan Area. *The Journal of Convergence Society and Public Policy* 16, no.3: 202-224.
8. 안지희. 2024. 주택 투기지역 지정의 정책효과 분석: 2017년 및 2018년 투기지역 지정을 중심으로. 부동산·도시연구 17권, 1호: 35-59.
Ahn Jihee. 2024. An analysis of the policy effects of housing speculative area designation: focusing on the 2017 and 2018 designations of speculative areas. *Review of Real Estate and Urban Studies* 17, no.1: 35-59.
9. 양완진, 김현정. 2020. 투기과열지구 및 조정대상지역 지정의 정책적 효과에 관한 연구. 부동산학연구 26집, 1호: 95-107.
Yang Wanjin and Kim Hyunjung. 2020. A study on the policy effects of designating speculative overheating zones and adjustment targeted areas. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association* 26, no.1: 95-107.
10. 이한웅, 이춘원. 2025. 토지거래허가구역 지정이 매매가와 전세가에 미치는 영향: 잠실동 아파트 사례분석. 대한부동산학회지 43권, 2호: 161-180.
Lee Hanwoong and Lee Choonwon. 2025. The effects of land transaction permit zone designation on apartment sale and jeonse prices: a case study of Jamsil-dong. *Journal of the Korea Real Estate Society*

- 43, no.2: 161-180.
11. 임현목, 이용만. 2024. 투기과열지구에서의 대출규제가 주택가격을 안정시켰는가?: 강남3구에서 동태적 이중차분법에 의한 증거. 부동산학연구 30집, 3호: 88-111.
Lim Hyunmook and Lee Youngman. 2024. Have mortgage lending regulations in high-speculation areas stabilized housing prices?: evidence from Seoul's Gangnam 3 districts using the dynamic difference-in-differences approach. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association* 30, no.3: 88-111.
12. 전상현, 김성용, 박종선. 2025. 토지거래허가구역 지정이 아파트 가격에 미치는 영향에 관한 연구. 융합사회와 공공정책 19권, 1호: 169-189.
Jeon Sanghyeon, Kim Sungyong and Park Jongsun. 2025. A study on the impact of designation of areas subject to permission of land transaction on apartment price. *The Journal of Convergence Society and Public Policy* 19, no.1: 169-189.
13. 정진오. 2024. 정부의 부동산 규제정책이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구. 한국콘텐츠학회 국내종합학술대회 논문집: 247-248.
Jung Jino. 2024. A study on the effect of the government's real estate regulation policy on housing prices. *Proceedings of the Korea Contents Association Conference*: 247-248.
14. 최광성, 노민지. 2020. 신규 조정대상지역 지정이 주택가격에 미치는 영향: 수원시 아파트매매 실거래가격을 중심으로. 주택연구 28권, 4호: 109-132.
Choi Koangsung and Noh Minji. 2020. The impact of real estate regulation on housing prices: focus on the actual transaction price of apartments at Suwon. *Housing Studies Review* 28, no.4: 109-132.
15. 최선영, 이승훈, 진찬우, 이정훈. 2016. 부동산 과열지역의 평가에 있어 부동산시장 소비심리지수의 활용 가능성. 국토연구 88권: 25-41.
Choi Sunyoung, Lee Seunghoon, Jin Chanwoo and Lee Cheonghun. 2016. Exploring availability of real-estate market consumer sentiment index to estimate real-estate overheating regions. *The Korea Spatial Planning Review*, 88: 25-41.
16. 황관석, 박철성. 2015. 이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석. 주택연구 23권, 4호: 157-180.
Hwang Gwanseok and Park Cheolsung. 2015. An analysis of DTI regulation effects in Seoul metropolitan area using difference in difference method. *Housing Studies Review* 23, no.4: 157-180.
17. Borusyak, K., Jaravel, X. and Spiess, J. 2024. Revisiting event-study designs: Robust and efficient estimation. *The Review of Economic Studies* 91, no.6: 3253-3285.
18. Caetano, C., Callaway, B., Payne, S. and Rodrigues, H. S. 2022. Difference in differences with time-varying covariates. *arXiv Working Paper*. <https://arxiv.org/pdf/2202.02903> (accessed January 15, 2026).
19. Callaway, B. and Sant'Anna, P. H. C. 2021. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics* 225, no.2: 200-230.
20. Goodman-Bacon, A. 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics* 225, no.2: 254-277.
21. Lamdin, D. J. 2001. Implementing and interpreting event studies of regulatory changes. *Journal of Economics and Business* 53, no.2-3: 171-183.
22. Marcus, M. and Sant'Anna, P. H. C. 2021. The role of parallel trends in event study settings: An application to environmental economics. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists* 8, no.2: 235-275.
23. Miller, D. L. 2023. An introductory guide to event study models. *Journal of Economic Perspectives* 37, no.2: 203-230.
24. Roth, J. 2024. Interpreting event-studies from recent difference-in-differences methods. *arXiv Working Paper*. <https://arxiv.org/pdf/2401.12309> (accessed January 3, 2026).
25. Roth, J., Sant'Anna, P. H. C., Bilinski, A. and Poe, J. 2023. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature. *Journal of Econometrics* 235, no.2: 2218-2244.
26. Schmidheiny, K. 2019. On event-study designs and distributed-lag models: Equivalence, generalization and practical implications. *CESifo Working Paper*, no.7481.
27. Schmidheiny, K. and Siegloch, S. 2023. On event

- studies and distributed-lags in two-way fixed effects models: Identification, equivalence, and generalization. *Journal of Applied Econometrics* 38, no.5: 695-713.
28. Sun, L. and Abraham, S. 2021. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics* 225, no.2: 175-199.

- 논문 접수일: 2026. 2. 20.
- 심사 시작일: 2026. 3. 13.
- 심사 완료일: 2026. 5. 4.

요약

본 연구는 2023년 1월 서울 비강남권 21개 자치구의 규제지역 해제 이후 서울 아파트 매매가격의 상대적 동태경로를 분석하되, 같은 시기 시행된 특례보금자리론을 동시적 정책금융 환경의 일부로 고려하였다. 이를 위해 자치구 월별 패널자료를 이용하여 이중차분모형과 Event-study 모형을 적용하고, 강남권과 비강남권 간 평균적 상대변화와 동태적 조정경로를 함께 분석하였다. 분석 결과, 규제지역 해제는 비강남권의 상대적 가격 상승으로 이어지지 않았다. 오히려 비강남권은 강남권보다 약한 상대가격 경로를 보였으며, 두 권역 간 격차는 시간이 지날수록 점진적으로 확대되는 것으로 나타났다. 또한 사전추세 및 플라스보 검정 결과를 고려할 때, 본 연구의 추정치는 규제지역 해제만의 독립적 정책효과라기보다 일정한 해석상 주의가 필요한 사후적 상대경로 변화로 이해할 필요가 있다. 따라서 서울 주택시장의 규제지역 해제 이후 반응은 중첩된 정책수단, 정책금융 여건, 하위시장 구조가 함께 작용한 차별적 조정과정으로 이해할 필요가 있다.

- 주제어: 규제지역 해제, 특례보금자리론, 상대적 가격경로, 이중차분모형, Event-study 모형

부 록 (Appendix)

부록 1. 최종 분석 변수에 대한 기초통계량

Variables			Group	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Median	Max.
종속변수	아파트매매가격지수	$y_{it} = \ln P_{it}$	강남권	148	4.5069	0.0365	4.4224	4.5020	4.5850
			비강남권	777	4.6129	0.0693	4.4659	4.5931	4.7983
		$y_{it} = \Delta \ln P_{it}$	강남권	148	0.0011	0.0083	-0.0313	0.0011	0.0232
			비강남권	777	-0.0018	0.0089	-0.0514	0.0000	0.0237
규제 지역 정책 변수	규제지역 해제 더미	$Post_t$	강남권	148	0.5135	0.5015	0.0000	1.0000	1.0000
			비강남권	777	0.5135	0.5001	0.0000	1.0000	1.0000
정책금융 노출도 변수	특례보증자리론 노출도(우대형) ¹⁾	$Expo_i^S$	강남권	4	0.2136	0.0701	0.1147	0.2326	0.2745
			비강남권	21	0.4820	0.1887	0.1141	0.5011	0.7978
	특례보증자리론 노출도(일반형) ¹⁾	$Expo_i^G$	강남권	4	0.0531	0.0211	0.0339	0.0486	0.0814
			비강남권	21	0.2425	0.0889	0.0953	0.2287	0.4680
통제 변수	$\ln(1+\text{미분양})$	$Unsold_{it}$	강남권	148	0.4719	1.1681	0.0000	0.0000	3.7377
			비강남권	777	1.4311	2.0247	0.0000	0.0000	7.0536
	세대당 주택수	$HousePerHH_{it}$	강남권	148	0.7510	0.0367	0.6677	0.7546	0.8058
			비강남권	777	0.6796	0.0914	0.4505	0.6842	0.8872
	거래회전도 ²⁾	$Turnover_{it}^{(6)}$	강남권	148	0.0012	0.0006	0.0003	0.0013	0.0026
			비강남권	777	0.0015	0.0007	0.0003	0.0015	0.0037
	가격대별 거래비중 ³⁾ (6억 이하)	$\overline{Share}_{\leq 6, it}^{(6)}$	강남권	148	0.1220	0.0759	0.0204	0.0977	0.3195
			비강남권	777	0.3532	0.1853	0.0094	0.3360	0.8087
	가격대별 거래비중 (6억 ~ 9억이하)	$\overline{Share}_{6 \sim 9, it}^{(6)}$	강남권	148	0.0609	0.0305	0.0181	0.0510	0.1294
			비강남권	777	0.2870	0.1271	0.0322	0.2735	0.6122
	가격대별 거래비중 (15억 이상)	$\overline{Share}_{> 15, it}^{(6)}$	강남권	148	0.6095	0.0893	0.4211	0.6246	0.7603
			비강남권	777	0.0782	0.0964	0.0000	0.0211	0.3953

1. 특례보증자리론 노출도(우대형 / 일반형)

- 특례보증자리론 노출도는 정책 시행 직전 6개월인 2022년 7월~2022년 12월 동안의 자치구별 월별 아파트 가격대별 거래비중을 평균하여 산출하여 각 자치구별로 1개의 사전 고정값을 적용.

2. 거래회전도(Turnover)

- 자치구별 월별 아파트 거래건수를 아파트 채고로 나누어 산출하고 단기 변동성을 완화하기 위해 매 시점별 직전 6개월 이동평균값(Rolling Average)을 적용하여 사용.

3. 가격대별 거래 비중

- 자치구별 실거래 자료를 가격구간별로 분류한 후, 전체 거래건수 대비 각 가격구간 거래건수의 비중으로 산출.
- 각 변수는 각 시점에서 직전 6개월 평균값(Rolling Average)을 사용하고, 9억~15억 이하 구간은 기준 구간으로 사용.

