



## GTX-C 개통과 인덕원 주변 아파트명 변경에 따른 매매 가격 프리미엄 분석

### Apartment Renaming and Sale Price Premium in the Case of GTX-C and Indeogwon in Korea

박기훈\* · 황현준\*\*

Gihoon Park · Hyeonjun Hwang

#### Abstract

This study analyzes the impact of incorporating the Great Train eXpress Line C (GTX-C) station name into apartment complex names on sale prices. Eleven apartment complexes near Indeogwon Station that adopted the name "Indeogwon" were designated as the treatment group, while nearby complexes within a 0.5 km radius served as the control group. Using panel data from 2014 to 2025, we applied difference-in-differences analysis, event study models, and robustness checks, including parallel trend testing, placebo test, and district-specific time trends. The results showed that renaming increased the average sale prices per *pyeong* (3.3 m<sup>2</sup>) by approximately 6.31%, suggesting the emergence of a GTX-C-related naming premium. Conversely, the *jeonse* market (large deposits, no monthly rent) showed no statistically significant response, and sales volume declined, possibly reflecting delayed transactions due to elevated price expectations. The event study analysis revealed that the renaming effect emerged immediately after implementation, became significantly positive from the second to fifth periods, and was moderated beyond the sixth period. This pattern suggests that the naming effect was not instantaneous but developed over the short- to medium-term, as market participants gradually incorporated new information and adjusted their expectations. This study's limitations include a single-case focus and difficulty in isolating physical improvement effects. Future research should explore the long-term dynamics, user segmentation, and naming effects linked to broader transportation or urban development initiatives.

**Keywords:** Apartment, Difference-in-differences, Dynamic effect, Premium

\* 경북대학교 데이터사이언스대학원 석사과정(주저자) | Master Student, Graduate School of Data Science, Kyungpook National University | First Author | [pgh95319@gmail.com](mailto:pgh95319@gmail.com) |

\*\* 경북대학교 데이터사이언스대학원 조교수(교신저자) | Assistant Professor, Graduate School of Data Science, Kyungpook National University | Corresponding Author | [hhwang@knu.ac.kr](mailto:hhwang@knu.ac.kr) |

## 1. 서론

국토교통부는 2020년 12월 22일 「수도권 광역급행철도 C노선 민간투자대상사업 지정 및 시설사업기본계획」을 고시하며, 수도권 GTX-C (Great Train eXpress Line C) 노선을 민간투자 방식으로 추진하고 사업제안자에게 정차역 관련 제안의 자율성을 부여하였다(국토교통부고시 제2020-1002호). 이후 민간제안서 접수와 우선협상대상자 선정 과정을 거쳐, 현대건설 컨소시엄이 인덕원역을 포함한 추가 정차역을 제안하며 2021년 6월 18일 우선협상대상자로 지정(2021년 6월 17일 발표)되었고, 이에 따라 인덕원역의 추가 정차가 사실상 확정되었다.

이후 인근 아파트 단지들에서는 정차역 명칭을 단지명에 포함하는 명칭 변경 사례가 나타나고 있다. 예컨대, 경기도 의왕시 내손동의 ‘포일자이’는 ‘인덕원 센트럴자이’로, ‘의왕내손이편한세상아파트’는 ‘이편한세상인덕원더퍼스트’로 각각 명칭을 변경하였다. 기존 연구에 따르면 교통 인프라의 확충은 주택 가격 상승과 밀접하게 연관되어 있으며(정문오·이상엽, 2013), 실제로 일부 아파트 단지들은 “인덕원” 정차역 명을 단지명에 반영함으로써 GTX교통 인프라에서 발생하는 가격 프리미엄에 편승하려는 움직임을 보이고 있다.

다수의 연구에서도 아파트 가격 형성에 있어 브랜드 및 지명 인지도, 교통 인프라 등 복합적 요인이 영향을 미친다는 점을 실증하였다. 예를 들어, 송용현 외(2019)는 브랜드 아파트가 비브랜드 아파트에 비해 더 높은 가격에 거래되며, 이러한 격차는 시간이 지날수록 확대되는 경향이 있다

고 분석하였다. 이는 브랜드가 소비자의 미래 기대 가치 및 사회적 위상을 반영하는 상징 자산으로 작용함을 시사한다. 문숙재 외(2006)는 아파트 브랜드에 대한 인지도가 소비자의 구매 의도에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다고 제시하였으며, 이준하·김호철(2008)은 분양 초기에는 브랜드 효과가 가격에 긍정적으로 작용하나, 입주 이후에는 그 효과가 점차 약화되는 경향이 있음을 확인하였다. 한편, 김서영 외(2023)는 GTX-C 노선의 사업계획 발표 이후 경기 북부 인근 아파트의 실거래가격이 유의미하게 상승하였음을 이중차분법 분석을 통해 실증함으로써, 신규 교통 인프라가 가격에 신속하게 반영됨을 보여주었다.

또한, 최근에는 단지명 변경 현상이 브랜드 전략의 일환으로 활용되고 있음에 주목한 연구도 있다. 현동우(2021)는 서울 내 아파트 명칭 변경이 약 7.8%의 매매가격 상승 효과를 유발한다는 사실을 헤도닉 가격 모형 기반 이중차분법 분석으로 입증하며, 명칭 변경이 입지나 구조 변화 없이도 소비자 가치 인식에 영향을 미쳐 시장 가격에 반영될 수 있다고 하였다. 단, 지명 기반 명칭 변경이 실거래가에 미치는 영향은 브랜드 변경 대비 뚜렷하지 않다는 결과 또한 제시하였다.

이처럼 실증 연구들은 브랜드나 지명 인지도가 아파트 가격 프리미엄 형성에 상당한 역할을 하며, 신규 교통 인프라의 확충 역시 매매가에 유의한 영향을 미침을 보여준다. 그러나 기존 연구 대부분이 시공사 브랜드 효과, 또는 교통 접근성 프리미엄에 초점을 두고 있어, GTX-C선 정차역 명을 활용한 단지명 변경 자체의 효과를 독립적으로 검증한 실증연구는 현재까지 확인되지 않는다.

이에 따라 본 연구는 GTX-C선 인덕원역을 중심으로, 정차역 명칭을 아파트 단지명에 포함한 사례를 실험집단으로 설정하고, 이중차분법(difference-in-differences, DiD)과 이벤트 스터디(event study) 모형을 적용하여 매매 실거래가의 변화를 계량적으로 분석한다. 분석 과정에서는 사전 추세 검정을 통해 평행추세 가정을 확인하고, 플라시보 검정(placebo test)을 실시하여 추정된 효과가 우연에 기인하지 않았음을 점검한다. 또한 행정구역별 시간 추세를 통제할 대안 모형과의 비교를 통해 누락변수(omitted variable)에 의한 편의 가능성도 검토하고 국지 이중차분분석을 통해 외생적 교란을 최소화해 모형의 강건성을 확인한다. 끝으로 아파트 매매 시장에 대한 영향뿐만 아니라 전세 시장에 대한 영향으로 확장하여 분석함으로써 아파트 단지명 변경의 유인을 파악하고자 한다.

본 연구는 이중차분 분석, 동태적 효과를 포함하는 이벤트 스터디 모형, 전세시장 분석을 포괄하여 단지명 변경이 아파트 매매가격에 미치는 인과적 영향을 규명했다는 점에서 차별성을 갖는다. GTX-C 노선과 인덕원역 명칭 변경 사례를 이용하여 준실험설계 방식의 인과추론 모형을 적용하여 교통 인프라 구축 사업이 아파트 매매 가격에 영향을 미침을 동태적 효과를 포함하여 계량적으로 엄밀하게 추정하는 연구이다.

이후 논문의 구성은 II장에서 이중차분법 및 이벤트 스터디 모형을 상술하고 활용한 연구자료

에 대해 기술한다. III장에서 실증분석 결과와 강건성 검토 결과를 제시하고, 이를 바탕으로 식별력이 가장 높은 모형을 최종 선정한다. 또한 단지명 변경이 아파트 전세시장에 미치는 영향을 확인한다. III장 마지막 소절에서 선정한 모형을 기반으로 아파트 단지명 변경이 매매가격에 미친 영향을 실증 분석한 결과를 최종 제시하고, IV장에서는 결론을 맺는다.

## II. 연구설계

### 1. 이중차분법 모형

본 연구에서는 단지명 변경이 실거래가에 미치는 인과적 효과를 추정하기 위하여 DiD 중 이원 고정효과(two-way fixed effects, TWFE) 모형을 이용한다.

$$\ln Y_{i,t} = \beta_1 Q_i + \beta_2 T_{i,t} + \theta D_{i,t} + X_i' \gamma + Z_{i,t}' \eta + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (\text{식 } 1)$$

(식 1)은 아파트 단지( $j = 1, 2, \dots, J$ )별 전용면적에 따른 주택형<sup>1)</sup>  $i (= 1, 2, \dots, N)$ 의 반기  $t (= 1, 2, \dots, T)$  시점에 대한 자연로그를 취한 평당 매매가격( $\log Y$ )에 대한 이원 고정효과 모형을 나타낸다. 아파트 단지명 변경의 정책 변수는  $D_{i,t} \equiv Q_i \times T_{i,t}$ 로 아파트 단지명을 변경한 단지를 나타내는 더미 변수  $Q_i$ 와 단지별로 상이한 단지명 변경 시점에

1) 전용면적에 따른 주택형은 아파트 단지는 다르지만 전용면적의 물리적 크기가 동일한 경우에도 아파트 내의 방, 화장실 등의 구성, 거실의 모양 등의 구체적인 속성이 동일하지 않기 때문에 서로 다른 주택형으로 구분한다. 예를 들어, 2개의 아파트 단지가 모두 전용면적이 84㎡인 주택형을 보유한 경우에 이들은 상이한 주택형으로 구분한다.

대한 터미변수  $T_{i,t}$ 로 구성된다. 이때 본 연구의 주된 관심 계수  $\theta$ 는 단지명 변경 효과를 나타내는 DiD 추정치로 단지명 변경 이전·이후의 평당 매매가격 변화를 실험집단과 통제집단 간 비교를 통해 식별한다.  $\alpha_i$ 는 아파트 단지별 전용면적에 따른 주택형( $i$ )의 개체 고정효과이며,  $\delta_t$ 는 반기별( $t$ ) 시간 고정효과로, 아파트 단지·전용면적 수준과 반기별 시간에 내재된 관측되지 않은 이질성을 통제하기 위해 포함한다.  $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 의미한다.

전통적인  $2 \times 2$  DiD 모형은 처치대상 터미( $Q_i$ )와 처치시점 터미( $T_{i,t}$ ), 그리고 그 교차항( $D_{i,t} \equiv Q_i \times T_{i,t}$ )을 모두 포함하지만, TWFE 모형에서는 개체 고정효과( $\alpha_i$ )와 시점 고정효과( $\delta_t$ )가 각각  $Q_i$ 와  $T_{i,t}$ 의 역할을 대체하였기 때문에  $Q_i$ 와  $T_{i,t}$ 의 계수값은 추정되지 않는다. 이는 이 두 개의 변수는 완전 공선성(perfect collinearity)으로 인해 추정 시 누락되기 때문이다. TWFE 모형을 추정하는 것은  $2 \times 2$  DiD 모형에 비해 계수의 표준오차 감소 및 모형 적합도 개선의 효과가 있다(손호성·이재훈, 2018).

(식 1)에는 두 가지 형태의 통제변수가 포함된다. 첫째,  $X_i$ 는 시간에 따라 불변인 통제변수로, 아파트 단지 수준  $j$ 에서 정의된다. 동일 단지에 속하는 모든 전용면적 구분별  $X_i$ 는 같은 값을 가지며, 단지의 물리적·입지적 특성(단지 최고층수, 단지 총 동수, 세대당 주차대수, 건폐율, 용적률, 역과의 최단거리 및 역과의 최단거리 제곱, 인덕원역과의 최단거리 및 인덕원역과의 최단거리 제곱, 행정구역, 현관구조, 난방방식, 안양판교로 북부 여부)이 포함된다. 그리고 표기 편의상 상수

항 또한 포함하여 표기한다. 둘째,  $Z_{i,t}$ 는 시간에 따라 변하는 통제변수이다. 주요 변수는 매매 거래수, 매매 층수, 건축물 연령 및 제곱미터, 주변 사업시행인가·관리처분계획인가 여부, 선형시간추세, 선형시간추세와 안양판교로 북부 여부 교차항이다.

## 2. 이벤트 스터디 모형

(식 1)에서 정책 변수의 특징은 대상이 되는 아파트 단지들의 이름 변경 시점이 시차를 두고 있다는(staggered) 점이다. 즉, 처치(단지명 변경) 효과가 단일 시점에서 단발성으로 나타나는 것이 아니라 일정 기간에 걸쳐 점진적으로 반영되거나 시차를 두고 나타날 경우, (식 1)의 단일 계수( $\theta$ ) 추정 방식은 시간에 따른 동태적 효과를 포착하는데 한계가 있다. 이에 본 연구는 아파트 단지명 변경 전후의 시간적 변화에 따른 동태적 효과를 식별하기 위하여 다음의 이벤트 스터디 모형을 이용한다.

$$\ln Y_{i,t} = \beta_1 Q_i + \beta_2 T_{i,t} + \sum_k \theta_k D_{i,t}^k + X_i' \gamma + Z_{i,t}' \eta + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (\text{식 2})$$

(식 2)는 (식 1)과 동일하게 두 가지 형태의 통제변수( $X_i$ ,  $Z_{i,t}$ )와 개체 및 시간에 대한 고정효과( $\alpha_i$ ,  $\delta_t$ )를 가져 각각  $Q_i$ 와  $T_{i,t}$ 의 역할을 대체하였다는 점에서는 동일하다. 가장 중요한 차이는 정책변수를 정의하는 방식이다. (식 2)에서 정책변수는 다음과 같이 정의된다.

$$D_{i,t}^k = 1[B_{i,t} = k] \times 1[Q_i = 1], k \in [K^L, K^U] \quad (\text{식 3})$$

(식 1)과 달리 정책변수는 상대적 시점을 의미하는  $k$ 에 영향을 받는데,  $K^L$ 은 상대시점의 하한(lower bound),  $K^U$ 은 상대시점의 상한(upper bound)을 의미한다. 실제 분석에서는  $K^L = -8$ ,  $K^L = 6$ 와 같이 정의되고 -8보다 작은 경우 하한을 6보다 큰 경우 상한을 갖는다. 상대시점 변수  $B_{i,t} = t - G_i$ 는 각 객체의 처치 시점( $G_i$ )과 현재 시점( $t$ )의 차이로 정의된다. (식 3)은 상대시점이 멀리 떨어지는 경우 상한과 하한을 이용하여 구간(bin)으로 처리하는 비닝(bin) 방식을 이용하고 있다. 이는 이벤트 스터디 모형이 처치로부터 지나치게 먼 시점은 처치가 발생한 관측치가 회소해 표준오차가 커지고 추정치의 불안정성이 증가하는 문제가 발생하는데, 이를 완화하기 위해 원거리 상대 시점은 구간으로 묶는 방식을 적용하였다(Sun and Abraham, 2021).

(식 3)의 정책변수  $D_{i,t}^k$ 는 상대시점과 처치 여부에 영향을 받는다.  $1[A]$ 는 어떤 사건 또는 사실이 발생할 경우 1을 갖고 그렇지 않은 경우 0을 의미하는 지시함수(indicator function)이다. 따라서 어떤  $i$ 가 아파트 단지명을 변경한 대상( $Q_i = 1$ )에 속하며, 비닝된 상대시점  $B_{i,t}$ 이  $k$ 일 때 처치가 발생한다( $D_{i,t}^k = 1$ ). 예를 들어, 개체  $i$ 의 처치가 발생한 시점을  $G_i = 4$ 라 할 때,  $t = 4$ 에서  $B_{i,4}$ 은 0이고,  $t = 5$ 에서  $B_{i,5}$ 은 양수(+)인 1로 정의된다. 따라서  $k = 1$ 이라면  $D_{i,4}^1 = 0$ ,  $D_{i,5}^1 = 1$ 과 같다. 이러한 정의는 본 연구의 표본에서 아파트

단지별로 처치 시점이 상이하기 때문에 필요하다. 즉, 특정 시점에서 일부 단지는 이미 단지명을 변경하였지만, 다른 단지는 아직 변경하지 않았으므로, 처치 효과를 공통된 시간 축에서 비교하기 위해 상대 시점 개념을 도입하였다. 구간으로 묶는 방식은  $t - G_i$ 가 6 이상 및 -8 이하인 경우를 단일 구간으로 통합해서 범주화하는 식이다. 상대 시점에 따른 더미변수 생성시 발생할 수 있는 다중공선성 해소를 위해서 기준 시점(base period)이 필요한데 분석에서는 처치 직전인  $B_{i,t} = -1$ 을 기준으로 설정한다.

한편, 이벤트 스터디 모형을 이용하는 경우 추정치( $\hat{\theta}_k$ )를 통해서 이중차분법(DiD)의 기본 가정인 사전 평행추세(parallel trend assumption) 가정의 충족 여부를 간접적으로 확인 가능하다. 비닝 상대시점을 사전( $K^L \leq k \leq -2$ )과 사후( $0 \leq k \leq K^U$ )로 나눈 경우, 사전 비닝 상대시점의 추정 결과( $\hat{\theta}_{k \in [K^L, -2]}$ )가 통계적으로 유의하지 않으면, 실험집단과 통제집단 간 로그 평당 매매가격 추세가 처치 이전에 유사했음을 간접적으로 보여주며, 이를 통해 사전 평행추세 가정이 타당함을 의미한다. 반대로 사후 비닝 상대시점의 추정 결과( $\hat{\theta}_{k \in [0, K^U]}$ )가 유의한 양(+) 또는 음(-)이라면, 해당 시점의 가격 변화가 단지명 변경 효과와 밀접히 연관되었음을 시사한다.

### 3. 연구자료

본 연구는 GTX-C선 정차 예정지인 인덕원역 반경 3km 이내 아파트 단지를 단지명 변경의 실

증분석 대상으로 하였다. GTX-C선 우선협상대상자 선정 발표일(2021년 6월 17일)을 기준으로, 이후 “인덕원” 명칭을 포함하여 단지명을 변경한 11개 아파트 단지를 실험집단으로 최종 선정하였다. 한편, 아파트 단지명이 변경하였더라도 2021년 6월 17일 이전부터 이미 “인덕원”을 포함하고 있었거나 준공 시점 혹은 입주 직전에 단지명에 ‘인덕원’을 포함한 단지는 실험집단으로 분류하지 않았다. 통제집단은 이들 실험집단을 기준으로 반경 0.5km, 1.0km, 1.5km 이내에 위치한 아파트 단지로 구성되었으며, 각각 36개, 62개, 91개의 아파트 단지가 포함되었다.

분석 기간은 2014년 1월부터 2025년 6월까지 설정하였다. 이는 GTX-C선의 1차 예비타당성 조사 착수 시점(2014년 2월)부터 예비타당성 통과(2018년 12월), 우선협상대상자 선정 발표

(2021년 6월 17일)를 포함하여, 충분한 사전추세 검정과 함께 향후 착공(2024년 1월 25일, GTX-C선 착공식)이 예상되는 시점까지의 효과를 포착하기 위함이다.

최종적으로 선정된 실험집단의 매매 거래 건수는 분석 기간 동안 총 6,871건이며, 통제집단은 실험집단 기준 반경별로 0.5km 이내 6,707건, 1.0km 이내 13,646건, 1.5km 이내 21,732건의 매매 거래가 이뤄진 것으로 확인되었다. 실험집단으로 최종 선정된 11개 아파트 단지의 단지명 변경 시점, 변경 전·후 명칭, 총 매매 거래 수 및 단지 주소는 <표 1>에 제시하였다.

#### 4. 자료 전처리 및 기초통계량

본 연구는 GTX-C선 우선협상대상자 선정 이

<표 1> GTX-C 선우선협상대상자 선정 발표 후(2021.6.17.), 아파트 단지명에 “인덕원”을 넣어 변경한 사례

명칭 변경일	거래수	변경 전 명칭	변경 후 명칭	주소
2021.07.15.	1,711	포일자이	인덕원센트럴자이	경기도 의왕시 내손동 844
2021.10.25.	307	포일숲속마을3단지	인덕원숲속마을3단지	경기도 의왕시 포일동 645
2021.10.25.	442	포일숲속마을4단지	인덕원숲속마을4단지	경기도 의왕시 포일동 646
2021.10.25.	182	포일숲속마을5단지	인덕원숲속마을5단지	경기도 의왕시 포일동 649
2021.11.23.	456	의왕포일동동아에코빌	인덕원동아에코빌	경기도 의왕시 포일동 518
2022.02.11.	2,197	의왕내손이편한세상	이편한세상인덕원더퍼스트	경기도 의왕시 내손동 846
2022.05.23.	75	창덕에버빌	인덕원메트로빌	경기도 안양시 동안구 관양동 1488-39
2023.08.02.	466	삼성래미안(의왕시)	래미안인덕원더포인트	경기도 의왕시 포일동 537-15
2023.08.16.	63	삼성래미안(안양시)	래미안인덕원더포인트	경기도 안양시 동안구 평촌동 34
2024.12.09	489	위브호수마을1단지	두산위브인덕원센트럴1단지	경기도 의왕시 포일동 638
2024.12.30.	483	위브호수마을2단지	두산위브인덕원센트럴2단지	경기도 의왕시 포일동 643

주 : 1) 인덕원센트럴푸르지오(전: 인덕원대우아파트푸른마을)는 명칭 변경 전 인덕원이 포함되어 있어서 사례에서 제외.  
 2) 인덕원푸르지오엘센트로(전 : 포일푸르지오)는 입주 직전 단지 명칭을 변경하여 사례에서 제외.  
 3) GTX-C, Great Train eXpress Line C.

후 아파트 단지명에 “인덕원”을 포함한 명칭 변경 사례를 대상으로, 매매 실거래가에 미친 영향을 분석하기 위하여 반기별 아파트 단지별 전용면적에 따른 주택형에 대한 패널자료(panel data)를 구축한다. 패널자료는 동일 개체를 시간에 따라 추적하여, 횡단면 분석으로는 파악하기 어려운 동태적 변화를 식별할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구에 활용된 부동산 실거래 기반 패널자료는 동일 아파트 단지 내 전용면적별 매매 거래 정보(매매가격, 매매 거래수, 매매 층수)를 2014년 1월부터 2025년 6월까지 반기 단위로 구성된다. 거래별 매매가격(단위: 만 원)을 거래별 전용면적( $m^2$ )로 나눈 후  $3.3m^2$ (1평)을 곱하여 평당 매매가격(단위: 만 원)으로 변환하고 (식 1)과 같이 분석에서의 종속변수는 이 평당 매매가격에 자연로그(ln) 값이다. 이 경우 (식 1)은 준로그(semi-log) 함수 형태 모형이 되고, 모형 내 독립변수의 단위 변화에 따른 가격 변화를 근사적 백분율(approximate percentage change)로 해석할 수 있는 장점을 갖는다(이용만, 2008).

한편, 주택 가격 분석 시 헤도닉 가격모형에 기반한 DiD 모형의 기본 형태는 개별 거래건수를 단위로 하여 개별 주택의 물리적·입지적 특성을 설명변수로 포함하는 것이 일반적이며, 이러한 접근은 매우 바람직한 방법이다. 그러나 본 연구는  $2 \times 2$  DiD 모형 대신 표준오차 감소 및 모형 적합도 개선을 위해 TWFE 모형을 활용하여 회귀계수를 추정하였고(손호성·이재훈, 2018), 주택 거래의 특성상 동일 단지·전용면적 유형에서 월별 거래가 매우 드물어 월 단위로 패널을 구축할 경우 결측치가 과도하게 발생하여 추정의 효율성이

저하될 우려가 있다. 반기별 아파트 단지별 전용면적에 따른 주택형에 대한 패널자료를 구축하여 분석하였다.

최종적으로 실험집단은 총 1,001개의 패널 관측치로 구성되며, 반경 0.5km, 1.0km, 1.5km 기준 통제집단은 각각 1,276개, 2,254개, 3,366개의 패널 관측치를 포함한다. 다만, 동일 개체는 일부 반기에서도 거래가 발생하지 않아 관측치가 결측되는 불균형(unbalanced) 패널 구조를 가진다.

실증분석에 활용된 주요 변수의 이름과 정의 및 수집 출처는 <표 2>에 제시되어 있다. 먼저, Q는 아파트 단지명이 변경된 실험집단 여부를 나타내는 이진변수로, 연구 범위 내 단지명 변경 대상 단지는 총 8곳이며, 해당 정보는 건축물대장을 통해 확인하였다. T는 특정 단지에서 명칭 변경이 이루어진 이후 기간을 나타내는 이진변수로, 단지명 변경 시점 역시 건축물대장 자료를 기반으로 정의하였다. 이 두 변수를 곱한 상호작용항의 추정계수가 본 연구에서 주요 관심 계수로, GTX-C선 “인덕원”역의 명칭을 포함한 단지명 변경이 매매가격에 미치는 영향을 추정한다.

또한, 아파트 매매가격에 영향을 미칠 수 있는 구조적·입지적 특성을 적절히 통제함으로써 단지명 변경 효과를 정교하게 추정하고자 한다. 이를 위해 통제변수는 네 가지 범주로 구성된다.

첫째, 아파트 단지의 물리적 특성으로, 네이버 부동산 및 KB부동산 플랫폼을 활용해 단지별 최고층수, 동수, 세대당 주차대수, 건폐율, 용적률, 현관구조, 난방방식 정보를 수집하였다. 이러한 특성은 아파트의 구조적 요인 및 규모와 밀접히

〈표 2〉 변수 정의 및 출처

변수명	정의	출처
Q	단지명에 '인덕원'을 포함하여 변경된 단지에 1, 아니면 0	건축물대장 정보
T	단지명에 '인덕원'을 포함하여 변경된 이후 시점에 1, 아니면 0	
매매가격	아파트 단지·전용면적별 반기별 평균 매매가격(만 원)	국토교통부 실거래가 공개시스템
평당 매매가격	아파트 단지·전용면적별 반기별 평균 평당 매매가격(만 원)	
매매 거래수	아파트 단지·전용면적별 반기 거래 건수 평균(건)	
매매 총수	아파트 단지·전용면적별 반기 거래 총수 평균(총)	
건축물연령	매매 반기 - 단지 사용승인 년도 차이(반기)	건축물대장 정보
행정구역(동)	단지가 속한 행정구역(동)	
역과 최단거리	단지와 가장 가까운 지하철역 간 직선거리(km)	
인덕원역과 최단거리	단지와 GTX 인덕원역 건설예정지 간 직선거리(km)	네이버페이 부동산, KB 부동산
단지 최고층수	단지 내 최고층수(층)	
단지 총 동수	단지 내 건물 동수(수)	
단지 세대당 주차대수	단지 내 세대당 주차대수(대)	
단지 건폐율	단지의 대지 면적 대비 건축면적 비율(%)	
단지 용적률	단지의 대지 면적 대비 연면적 비율(%)	
단지 현관구조	단지 내 가장 많은 현관구조(복도식/계단식/미등록)	
단지 난방방식	단지 내 가장 많은 난방방식(지역난방/개별난방)	
안양판교로 북부 여부	아파트 단지가 안양판교로 북부에 위치하면 1, 아니면 0	
주변 사업시행인가	단지 반경 1km 내 사업시행인가 단지 존재 시 1, 아니면 0	
주변 관리처분계획인가	단지 반경 1km 내 관리처분계획인가 단지 존재 시 1, 아니면 0	

연관되어 가격 형성에 중요한 영향을 미치므로 실 증분석에서 핵심 통제변수로 사용된다.

둘째, 지리적 요인으로, 아파트 단지와 지하철 역 주소를 위도·경도로 변환(geocoding)한 후, 위도와 경도 기반으로 각 아파트 단지와 가장 가까운 지하철 역 간의 직선거리 및 GTX 인덕원역 건설예정지 간의 직선거리를 산출하였다. 또한 실험 집단과 통제집단의 반경 기준(0.5km, 1.0km, 1.5km)을 설정하는 데에도 동일한 거리 정보를

활용하였다.

셋째, 도시정비사업 변수는 정비사업의 실질적 영향 단계를 반영하여 구축하였다. 기존 문헌에 따르면, 정비구역 지정 고시 단계는 초기 계획 단계로서 시장에 즉각적인 가격 신호를 주기 어렵기 때문에, 본 연구에서는 해당 단계를 제외하고 사업시행인가 및 관리처분계획인가 단계에 집중하였다. 이 두 단계는 정비사업이 구체적으로 실행되는 시점으로, 인근 아파트 단지의 매매 실거래

가에 실질적인 영향을 미칠 가능성이 높다. 박인호(2021)는 DiD를 활용한 분석에서 정비사업이 사업시행인가 및 관리처분계획인가 단계에서 반경 2km 이내 아파트 가격에 유의한 영향을 미친다는 점을 실증하였다. 이는 본 연구에서 해당 단계 이후의 정비사업 여부를 통제변수로 설정한 근거가 된다.

도시정비사업 데이터는 경기도 정비사업 온누리시스템과 각 지자체 공식 홈페이지를 통해 확보하였으며, 확보된 주소를 위도·경도로 변환한 뒤, 각 아파트 단지를 기준으로 반경 1km 이내 사업시행인가 및 관리처분계획인가 여부를 반영하는 더미 변수(주변 사업시행인가, 주변 관리처분계획인가)를 생성하였다. 이를 통해 정비사업 진행여부가 아파트 가격에 미치는 영향을 통제하여 아파트 단지명 변경 효과를 좀 더 외생적으로 추정하고자 한다.

넷째, 아파트 단지의 공간적 위치에 따른 가격 수준 및 구조적 특성의 이질성을 통제하기 위하여, 해당 아파트 단지가 안양판교로 북부에 위치하는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0을 부여한 더미변수를 포함하였고 반기 단위의 선형시간추세와 안

양판교로 북부 여부 더미의 교차항을 추가하였다. 이는 안양판교로 북부에 위치한 과천시식정보타운 일대의 매매가격 및 건축년도 측면에서의 이질성을 반영하기 위한 분석이다.

〈표 3〉에서 나타나듯이, 분석 기간 동안 안양판교로 북부에 위치한 아파트 단지의 평균 매매가격은 평당 2,984만 원, 평균 매매가격은 80,978만 원으로, 그 외 분석대상 단지의 평균 평당매매가격(2,169만 원) 및 평균 매매가격(50,463만 원)보다 각각 약 37%, 60% 이상 높은 수준을 보였다. 또한, 평균 건축년도 역시 북부 지역 단지가 2018년으로, 그 외 단지(1999년)보다 약 19년가량 더 최근에 준공된 것으로 나타났다. 이는 안양판교로 북부 지역에 위치한 과천시식정보타운 일대가 상대적으로 신축 아파트 비중이 높고, 높은 매매가격 수준을 형성하고 있음을 보여준다.

연속형 변수의 기초통계량은 〈표 4〉, 범주형 변수는 〈표 5〉에 제시하였다. 연속형 변수 분석 결과, 실험집단의 평균 평당 매매가격은 2,591만 원으로 통제집단(0.5km 이내 2,181만 원)보다 높았으며, 평균 단지 최고층수(20.36층)도 상대적으로 높게 나타났다. 사용승인 연도는 실험집

〈표 3〉 안양판교로 북부 여부에 따른 아파트 단지 매매가격 및 건축년도

변수명	평균 매매가격(만 원)		평균 평당매매가격(만 원)		건축년도(연도)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
안양판교로 북부 지역 단지	80,978	30,740	2,984	1,171	2018	5.58
이외 단지	50,463	27,895	2,169	902	2000	10.60

주 : 안양판교로 북부 지역 아파트 단지는 경기도 의왕시 포일동 645 인덕원숲속마을3단지, 경기도 의왕시 포일동 646 인덕원숲속마을4단지, 경기도 의왕시 포일동 649 인덕원숲속마을5단지, 경기도 과천시 갈현동 815 과천푸르지오오르투스, 경기도 과천시 갈현동 824 과천푸르지오벨라르테, 경기도 과천시 갈현동 826 과천르센토데시아, 경기도 과천시 갈현동 827 과천푸르지오라비엔, 경기도 과천시 갈현동 과천제이드자이 총 8단지가 있음.

〈표 4〉 연속형 변수 기초통계량

변수명		실험집단		통제집단(0.5km 내)		통제집단(1.0km 내)		통제집단(1.5km 내)	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
종속변수	평당 매매가격	2,591	806	2,181	831	2,286	876	2,413	992
	매매가격	68,176	24,147	50,625	28,612	58,823	31,964	59,539	31,405
독립변수	매매 거래수	6.86	9.63	5.26	8.53	6.05	8.24	6.46	8.63
	매매 층수	10.16	3.97	8.87	5.11	8.74	4.69	8.73	4.68
	건축년도	2007	5.26	2003	11.47	2001	11.34	2001	11.40
	단지 최고층수	20.36	5.32	17.32	8.33	17.81	8.41	17.32	8.47
	단지 총 동수	10.91	12.27	3.85	3.92	4.85	4.1	5.03	4.34
	단지 세대당 주차대수	1.25	0.26	1.02	0.90	1.04	0.75	0.95	0.71
	단지 건폐율	24.36	14.15	28.03	19.20	21.90	17.63	22.25	17.16
	단지 용적률	297.18	183.78	305.94	175.81	244.35	162.35	234.36	147.70
	역과 최단거리	1.01	0.40	0.89	0.35	0.97	0.42	1.05	0.47
	인덕원역과 최단거리	1.06	0.47	0.99	0.47	1.24	0.64	1.40	0.66
	아파트 단지 수		11		34		62		91
패널자료 수		1,001		1,276		2,254		3,366	

단위 평균 2007년으로 통제집단보다 신축 비중이 높았고, 평균 인덕원역과의 최단거리는 1.06km로 통제집단보다 멀었다.

범주형 변수에서는 실험집단이 주로 의왕시 포일동(63.63%)과 내손동(18.18%)에 집중된 반면, 통제집단은 안양시 평촌동과 관양동 중심으로 분포하였다. 현관구조는 두 집단 모두 계단식 비중이 높았으며, 실험집단은 82.22%가 계단식이었다. 난방방식의 경우 실험집단은 지역난방(72.73%) 비중이 높았고, 통제집단은 개별난방이 우세하게 나타났다.

### III. 실증분석 결과

#### 1. 이중차분법 모형 분석 결과

본 연구는 두 집단의 DiD (식 1) 설정에서 아파트 단지 내 전용면적 구분( $i$ ) 및 반기 시점( $t$ ) 고정 효과를 명시적으로 포함시키고, 개체 및 시간 더미를 생성하여 LSDV(least squares dummy variable) 방식으로 회귀분석을 수행하였다. 이는 각 개체와 시점의 개별 효과를 명확하게 분리하고, 모든 통제변수의 계수를 해석 가능하게 하기 위한 접근이다. 통제집단 반경을 0.5km, 1.0km, 1.5km로 달리 설정한 경우의 (식 1)의 추정 결과는 〈표 6〉에 제시되어 있다.

〈표 5〉 범주형 변수 기초통계량

변수명		실험집단	통제집단(0.5km)	통제집단(1.0km)	통제집단(1.5km)	
		Pct.(%)	Pct.(%)	Pct.(%)	Pct.(%)	
독립변수	행정구역(동)	전체	100	100	100	100
		안양시 동안구 관양동	9.09	26.47	32.26	37.36
		안양시 동안구 평촌동	9.09	41.18	38.71	34.07
		안양시 동안구 호계동	0	0	3.23	4.40
		의왕시 내손동	18.18	14.71	12.90	10.99
		의왕시 청계동	0	0	0	2.20
		의왕시 포일동	63.63	14.71	8.06	5.49
		과천시 갈현동	0	0	4.84	5.49
	단지 현관구조	전체	100	100	100	100
		계단식	82.22	90.91	83.87	85.71
		복도식	13.33	9.09	9.67	9.89
		미등록	4.44	0	6.45	4.40
	단지 난방방식	전체	100	100	100	100
		개별난방	27.27	73.53	56.45	51.65
		지역난방	72.73	26.47	43.55	48.35
아파트 단지 수		11	34	62	91	
패널자료 수		1,001	1,276	2,254	3,366	

주 : 현관구조, 난방방식은 혼합형일 경우 세대수가 많은 유형으로 분류하였고, 현관구조가 불명이면 미등록으로 분류함.

실험집단과 0.5km 반경 내 통제집단을 비교한 (1) 열에서  $Q \times T$  계수  $\theta$ 는 0.0612로, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이는 아파트 단지명 변경이 로그 평당 매매가격을 약 0.0612만큼 증가시킨 것으로 해석할 수 있으나, 준로그(semi-log) 모형의 해석에 따르면 회귀계수  $\beta$ 는  $e^\beta - 1$ 로 변환하여 정확한 가격 변화율로 해석할 수 있다(Halvorsen and Palmquist, 1980). 즉, “인덕원”을 포함한 아파트 단지명 변경이 약 6.31%의 매매 실거래가 상승 효과가 있

음을 의미한다.

반경을 1.0km로 확장한 (2) 열에서  $\theta$  추정치는 0.0446로 감소하였으며, 이는 약 4.56%의 가격 상승 효과를 의미하며 1% 유의수준에서 유의하다. 1.5km 반경을 적용한 (3) 열에서는  $\theta$ 가 0.0160로 추정되었고 1% 유의수준에서 유의하다.

이러한 결과는 통제집단 범위에 따라 추정된 효과 크기가 달라질 수 있음을 보여준다. 특히 가까운 범위(0.5km, 1.0km)에서는 유의한 양(+)의 효과가 나타난 반면, 더 넓은 범위(1.5km)에

<표 6> 통제집단 범위에 따른 이중차분법 분석 결과

종속변수: 로그 평당 매매가격 통제집단 범위	(1) 0.5km	(2) 1.0km	(3) 1.5km
Q×T	0.0612*** (9.27)	0.0446*** (7.00)	0.0160*** (2.63)
매매 거래수	-0.0013*** (-5.13)	-0.0014*** (-5.92)	-0.0015*** (-6.83)
매매 총수	0.0027*** (5.85)	0.0026*** (6.56)	0.0027*** (7.50)
건축물연령	0.0019** (3.36)	-0.0012** (-2.57)	-0.0040*** (-9.90)
건축물연령 제곱	0.0002*** (22.43)	0.0002*** (26.02)	0.0001*** (21.38)
단지 최고층수	0.0473*** (56.62)	0.0404*** (47.88)	0.0321*** (59.53)
단지 총 동수	0.0083*** (13.67)	0.0023*** (5.82)	0.0008* (1.81)
단지 세대당 주차대수	-0.0245*** (-5.77)	-0.0686*** (-23.68)	-0.0628*** (-20.60)
단지 건폐율	0.0199*** (48.89)	0.0099*** (26.27)	0.0007* (1.82)
단지 용적률	-0.0005*** (-9.57)	0.0001** (2.49)	0.0004*** (8.42)
역과 최단거리	1.3719*** (211.71)	0.8899*** (100.20)	0.5724*** (50.90)
역과 최단거리 제곱	-0.1673*** (-11.01)	-0.0410*** (-4.69)	-0.1596*** (-35.40)
인덕원역과 최단거리	1.1356*** (155.68)	0.6169*** (43.13)	0.3521*** (24.28)
인덕원역과 최단거리 제곱	-0.6279*** (-140.02)	-0.2985*** (-47.91)	-0.1223*** (-24.47)
주변 사업시행인가 여부	0.0356** (3.12)	0.0174*** (2.83)	0.0162*** (3.22)
주변 관리처분계획인가 여부	0.0728* (2.32)	0.0116 (1.32)	0.0047 (0.69)
t	0.0211*** (38.77)	0.0256*** (53.04)	0.0334*** (79.05)
안양판교로 북부 여부	0.7814*** (37.47)	0.7967*** (38.74)	0.6894*** (34.96)
t×안양판교로 북부 여부	0.0074*** (9.75)	0.0068*** (8.87)	0.0053*** (6.82)

〈표 6〉 Continued

종속변수: 로고 평당 매매가격 통제집단 범위	(1) 0.5km	(2) 1.0km	(3) 1.5km
행정구역(동)	Yes	Yes	Yes
현관구조	Yes	Yes	Yes
난방방식	Yes	Yes	Yes
Apt. complex by exclusive area FE	Yes	Yes	Yes
Half-year FE	Yes	Yes	Yes
Observations	2277	3255	4367
Adjusted R <sup>2</sup>	0.960	0.960	0.962

주 : 1) ()는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.  
2) FE, fixed effect.

서는 그 효과가 상대적으로 축소되는 것으로 나타났다.

## 2. 이벤트 스터디 모형 분석 결과

〈표 7〉은 (식 2)의 이벤트 스터디 모형을 이용하여 단지명 변경의 동태적 효과를 추정한 결과이다. 〈표 6〉과 마찬가지로 추정결과는 반경별로 (4) 열은 통제집단 반경을 0.5km, (5) 열은 1.0km, (6) 열은 1.5km를 기준으로 제시된다.

먼저 사전 평행추세 검정 결과, 처치 이전 구간 ( $K^L \leq k \leq -2$ )의 계수는 대부분 작고 통계적으로 유의하지 않았다. 0.5km 및 1.0km 반경 모형은  $t-G_t$ 가 -8 이하인 경우를 단일 구간으로 통합해서 범주화한  $K^L$ 을 제외한 처치 사전 상대 시점에서 유의한 효과가 나타나지 않았고, 1.5km 반경 모형은 모든 처치 사전 상대시점에서 유의한 효과가 나타나지 않아 평행추세 가정이 충족되는 것으로 해석된다.

이러한 결과는 〈그림 1〉, 〈그림 2〉 및 〈그림 3〉

에 제시한 이벤트 스터디 그래프에서도 동일하게 확인된다. 각 그래프는 반경별 통제집단을 기준으로 한 동태적 단지명 변경 효과의 변화를 시각적으로 보여준다.

통제변수의 계수 추정치는 대체로 기존 연구에서 예상되는 방향과 일관되게 나타났다. 매매 거래수는 모든 모형에서 음(-)의 계수로 추정되었고, 매매 층수는 양(+)의 계수를 보여 층수가 높을수록 가격이 상승하는 경향을 나타냈다.

건축물연령은 0.5km 모형을 제외하고 모두 유의한 음(-)의 계수를 보였고, 건축물연령 제곱항은 모든 모형에서 양(+)의 계수를 보여 건축물 연령 증가에 따라 가격이 가속 상승하는 비선형적 구조를 보였다. 이는 이상경·신우진(2001)의 연구 결과와도 일치한다. 해당 연구에서는 재건축 가능성이 존재하는 아파트의 경우, 물리적 노후화에도 불구하고 해당 가능성이 시장에 반영되어 가격이 상승할 수 있다고 분석하였다. 본 연구의 결과 역시 유사한 맥락에서, 구축 아파트가 일정 시점을 기점으로 시장에서 잠재적 재건축 대상지

〈표 7〉 통제집단 범위에 따른 이벤트 스테디 분석 결과

종속변수 : 로그 평당 매매가격 통제집단 범위	(4) 0.5km	(5) 1.0km	(6) 1.5km
$1[B_{i,t} = K^L] \times 1[Q_i = 1]$	-0.0301* (-2.36)	-0.0229* (-1.82)	0.0037 (0.29)
$1[B_{i,t} = -7] \times 1[Q_i = 1]$	-0.0205 (-1.38)	-0.0146 (-0.98)	0.0044 (0.29)
$1[B_{i,t} = -6] \times 1[Q_i = 1]$	-0.0060 (-0.39)	0.0029 (0.19)	0.0201 (1.30)
$1[B_{i,t} = -5] \times 1[Q_i = 1]$	-0.0122 (-0.81)	-0.0024 (-0.16)	0.0142 (0.93)
$1[B_{i,t} = -4] \times 1[Q_i = 1]$	-0.0203 (-1.39)	-0.0100 (-0.69)	0.0031 (0.21)
$1[B_{i,t} = -3] \times 1[Q_i = 1]$	-0.0232 (-1.55)	-0.0134 (-0.90)	-0.0037 (-0.25)
$1[B_{i,t} = -2] \times 1[Q_i = 1]$	-0.0201 (-1.39)	-0.0171 (-1.18)	-0.0132 (-0.89)
$1[B_{i,t} = 0] \times 1[Q_i = 1]$	0.0270* (1.79)	0.0267* (1.76)	0.0243 (1.58)
$1[B_{i,t} = 1] \times 1[Q_i = 1]$	0.0150 (0.90)	0.0141 (0.84)	0.0095 (0.56)
$1[B_{i,t} = 2] \times 1[Q_i = 1]$	0.0572*** (3.77)	0.0533*** (3.53)	0.0467*** (3.06)
$1[B_{i,t} = 3] \times 1[Q_i = 1]$	0.0547*** (3.63)	0.0461*** (3.05)	0.0357 (2.34)
$1[B_{i,t} = 4] \times 1[Q_i = 1]$	0.0572*** (3.60)	0.0411*** (2.61)	0.0268* (1.69)
$1[B_{i,t} = 5] \times 1[Q_i = 1]$	0.0636*** (4.03)	0.0495*** (3.15)	0.0331** (0.02)
$1[B_{i,t} = K^H] \times 1[Q_i = 1]$	0.0446*** (3.50)	0.0207* (1.66)	-0.0080 (-0.65)
매매 거래수	-0.0013*** (-5.15)	-0.0014*** (-6.00)	-0.0015*** (-6.88)
매매 총수	0.00265*** (5.67)	0.0026*** (6.44)	0.0027*** (7.35)
건축물연령	0.0016*** (2.68)	-0.0012** (-2.36)	-0.0036*** (-8.77)
건축물연령 제곱	0.0002*** (21.99)	0.0002*** (24.66)	0.0001*** (19.91)
단지 최고층수	0.0478*** (55.54)	0.0406*** (46.99)	0.0319*** (57.17)

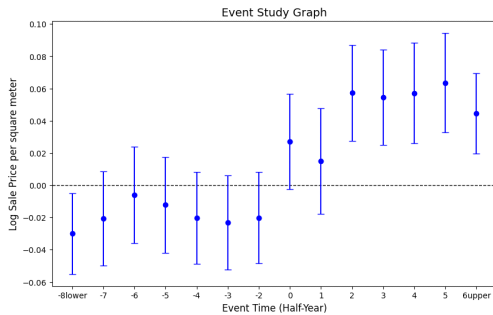
<표 7> Continued

종속변수 : 로그 평당 매매가격 통제집단 범위	(4) 0.5km	(5) 1.0km	(6) 1.5km
단지 총 동수	0.0079** (12.21)	0.0020** (4.47)	0.0011** (2.17)
단지 세대당 주차대수	-0.0249*** (-5.87)	-0.0692*** (-23.76)	-0.0626*** (-20.48)
단지 건폐율	0.0200*** (49.01)	0.0100*** (26.38)	0.0007* (1.86)
단지 용적률	-0.0005*** (-9.77)	0.0001** (2.12)	0.0004*** (8.30)
역과 최단거리	1.3792*** (189.39)	0.8940*** (98.16)	0.5705*** (50.24)
역과 최단거리 제곱	-0.1704*** (-11.16)	-0.0429 (-4.89)	-0.1595*** (-35.20)
인덕원역과 최단거리	1.1430*** (141.31)	0.6188*** (43.08)	0.3514*** (24.25)
인덕원역과 최단거리 제곱	-0.6306*** (-135.92)	-0.2988*** (-47.86)	-0.1221*** (-24.47)
주변 사업시행인가 여부	0.0372*** (3.24)	0.0174*** (2.82)	0.0175*** (3.46)
주변 관리처분계획인가 여부	0.0698** (2.22)	0.0108 (1.23)	0.0049 (0.73)
t(반기)	0.0207*** (36.20)	0.0254*** (50.55)	0.0335*** (77.60)
안양판교로 북부 여부	0.0074*** (37.10)	0.7894*** (37.98)	0.6775*** (33.94)
t(반기)×안양판교로 북부 여부	0.0074*** (9.44)	0.0072*** (9.08)	0.0063*** (7.83)
행정구역(동)	Yes	Yes	Yes
현관구조	Yes	Yes	Yes
난방방식	Yes	Yes	Yes
Apt. complex by exclusive area FE	Yes	Yes	Yes
Half-year FE	Yes	Yes	Yes
Observations	2277	3255	4367
Adjusted R <sup>2</sup>	0.960	0.960	0.962

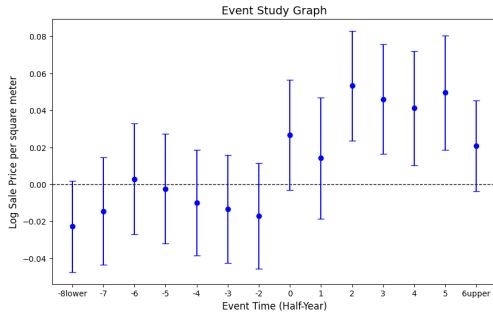
주 : 1) ()는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Base period는 event time binned이 -1인 구간으로, 다중공선성 문제를 방지하기 위해 회귀분석 시 제외함.

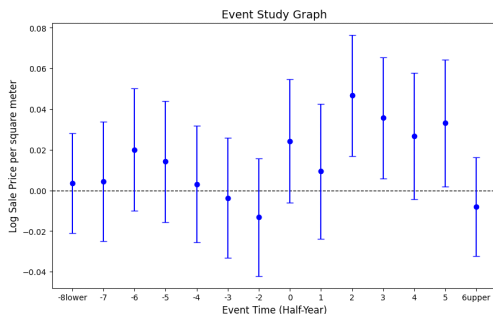
3) FE, fixed effect.



〈그림 1〉 이벤트 스터디 모형 결과  
(실험집단 반경 0.5km 이내)



〈그림 2〉 이벤트 스터디 모형 결과  
(실험집단 반경 1.0km 이내)



〈그림 3〉 이벤트 스터디 모형 결과  
(실험집단 반경 1.5km 이내)

로 인식되며 가격 반등 효과를 갖는 구조를 암시한다. 단지 특성과 관련해서는 최고층수, 총 동수,

건폐율이 대체로 유의한 양(+)의 계수를 나타냈으며, 세대당 주차대수는 모든 모형에서 음(-)의 계수를 보였고, 이는 주차 편의성이 가격을 높인다는 통상적 기대와는 상반되는 결과를 보였다. 용적률은 모형에 따라 계수의 방향성이 달랐다.

모든 모형에서 역과 최단거리의 일차항이 양(+), 이차항이 음(-)으로 유의하게 추정된 것은, 지하철 접근성과 아파트 매매가격 간의 관계가 단순 선형이 아닌 비선형 구조임을 의미한다. 이는 거리가 증가함에 따라 아파트 매매가격이 초기에는 완만히 상승하나, 일정 지점을 지나면 다시 하락하는 오목한 곡선(∩형) 구조로 해석할 수 있다.

GTX 인덕원역 건설 예정지와의 거리를 의미하는 인덕원역과 최단거리는 인덕원역 접근성이 단지명 변경에 따른 매매가 효과로 혼동되지 않도록 하기 위해 통제하였다. 인덕원역과의 거리 또한 일차항이 양(+), 이차항이 음(-)으로 모든 모형에서 유의하게 추정되어, 역 접근성과 가격 간 관계가 동일하게 오목한 곡선 형태(∩형)를 보였다.

도시정비사업 관련 변수는 다수의 모형에서 유의하게 양(+)의 계수를 보였다. 특히, 주변 사업시행인가 여부는 모든 모형에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 나타내어, 해당 단계에서 인근 정비사업이 가격 상승 요인으로 작용함을 확인할 수 있다. 반면, 주변 관리처분계획인가 여부는 (4) 열에서만 유의하게 나타났으며, 반경이 넓어질수록 유의성이 약화되는 경향을 보였다.

안양판교로 북부 여부 터미의 계수는 모든 모형에서 양(+)의 값으로 유의수준 1%에서 유의하게 추정되어, 특히 1.0km 모형에서 북부 지역 아파트 단지의 평균 평당 매매가격이 그 외 지역보

다 유의하게 높음(0.7894<sup>\*\*\*</sup>)을 확인할 수 있다. 선형시간추세와의 교차항 계수 역시 모든 모형에서 유의하게 양(+)으로 나타나, 시간이 지남에 따라 안양판교로 북부 지역의 평당 매매가격 상승 추세가 그 외와 이질성을 보였음을 확인했다.

### 3. 강건성 검토

앞서, 본 연구는 DiD와 이벤트 스터디 모형을 통해 아파트 단지명 변경의 가격효과를 반경별로 식별하였다. 이 절에서는 플라시보 검정을 통해 식별력이 가장 높은 반경 모형을 최종 선정하고, 행정구역(동)별 시간추세 통제를 통해 누락변수로 인한 편향의 가능성을 점검한다. 마지막으로 국지 이중차분분석을 통해 외생적 교란을 최소화하고 분석 신뢰도를 확인한다.

#### 1) 플라시보 검정

먼저, Bertrand et al.(2004)과 Olden and Møen(2022)의 연구에서 추정 계수의 허위 양성(false positive) 위험을 진단하기 위한 수단으로 제안된 플라시보 검정을 수행한다. 플라시보 검정은 실제 처치가 존재하지 않는 상황에서 동일한

분석을 반복함으로써, 추정된 효과가 우연에 의해 발생했을 가능성을 배제하는 것을 목적으로 한다. 본 연구는 통제집단에서 11개의 아파트 단지를 무작위 선정하여 가짜 실험집단을 생성하고, 2014년 상반기부터 2025년 상반기 사이 무작위 시점에 가짜 처치를 부여하여 이중차분법 모형의(식 1)의  $\theta$  계수 추정을 500회 반복 수행하는 방식으로 플라시보 검정을 수행한다. 플라시보 검정은 추정 결과에서 제시된 통제집단의 범위별(0.5km, 1.0km, 1.5km)로 동일하게 적용한다.

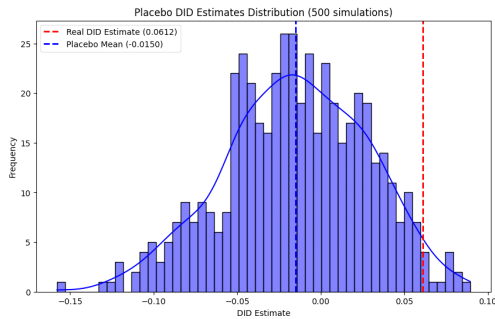
생성된 가짜 추정 계수들로부터 플라시보 효과의 분포를 구성하고, 분포의 평균값(mean), 표준편차(S.D.) 및 주요 분위수(percentile)를 산출하여 실제 계수의 위치를 비교한다. 이들의 비교를 통하여 관측된 효과가 우연에 의해 발생할 가능성을 검토한다.

플라시보 검정 결과는 <표 8>에서 제시하였고 <그림 4>, <그림 5> 및 <그림 6>에서 통제집단의 반경별로 플라시보 효과 분포 내 실제 계수( $Q \times T$ )의 위치를 확인할 수 있다. 통제집단 반경 0.5km 모형에서 실제  $Q \times T$  계수(0.0612<sup>\*\*\*</sup>)는 플라시보 효과 분포의 95.0th percentile(0.0525)을 상회하여 상위 약 2.4% 수준에 위치하였다. 이는 해당

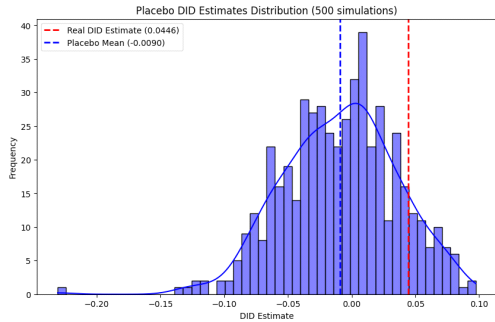
<표 8> 통제집단 범위에 따른 플라시보 검정 결과

가짜 $Q \times T$ 통제집단 범위	Mean	S.D.	5.0% Percentile	95.0% Percentile	실제 $Q \times T$ (Percentile %)
0.5km	-0.0150	0.0426	-0.0884	0.0525	0.0612(97.60%)
1.0km	-0.0090	0.0445	-0.0795	0.0660	0.0446(88.80%)
1.5km	-0.0065	0.0419	-0.0758	0.0573	0.0160(68.60%)

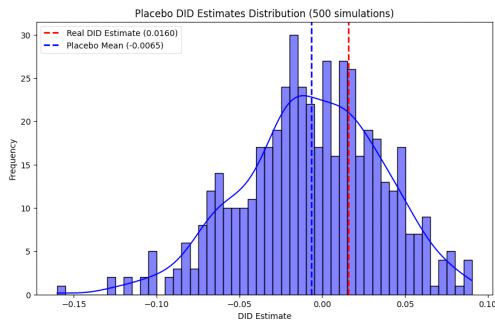
주 : 통제집단에서 11개의 가짜 실험집단을 무작위 선정하였고, 단지명 변경 시점은 2014년 상반기에서 2025년 상반기 사이의 가짜 반기 시점으로 무작위 선정하여 (식 1)의  $Q \times T$  계수를 500번 추정하여 가짜  $Q \times T$  분포를 구함.



〈그림 4〉 플라시보 계수 분포  
(통제집단: 실험집단 반경 0.5km 이내)



〈그림 5〉 플라시보 계수 분포  
(통제집단: 실험집단 반경 1.0km 이내)



〈그림 6〉 플라시보 계수 분포  
(통제집단: 실험집단 반경 1.5km 이내)

추정치가 우연에 의해 발생했을 가능성이 매우 낮음을 의미한다. 반면, 반경 1.0km(88.80%), 1.5km

(68.60%) 모형에서는 실제 계수가 플라시보 효과 분포 내에서 상대적으로 낮은 분위수에 위치하여, 통계적 식별력이 약화되는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구는 최종 분석에서 반경 0.5km로 설정된 실험집단이 가장 신뢰도 높은 통제집단 구성임을 확인하였다.

## 2) 행정구역(동)별 시간 추세 통제

두 번째 강건성 검토는 부동산 규제의 공간 및 제도적 특성과 시간적 영향을 모형에 반영하는 방식으로 행정구역과 시간적 영향을 따른 민감도를 검토한다. 구체적으로 본 연구는 부동산 규제가 시·군·구 또는 더 세분화된 행정구역(동) 단위에서 지정·해제된다는 제도적 특성을 고려한다. 예컨대, 안양시 동안구의 일부 동은 2024년 7월 10일부터 2024년 12월 31일까지 1기 신도시 선도 예정 지구로서 토지거래허가구역으로 지정되었으며, 안양시 동안구는 2018년 8월 28일에 조정대상지역으로 지정되고 만안구는 2020년 2월 21일에 조정대상지역으로 지정된 이후, 2022년 11월 14일 안양시 동안구·만안구가 동시에 해제됨과 같은 사례를 확인했다. 이러한 부동산 규제와 이로부터 비롯될 수 있는 풍선효과는 지역별 가격 추세에 영향을 미칠 가능성이 있으며, 이를 통제하지 않을 경우 추정된 효과가 왜곡되어 발생했을 가능성을 배제하기 어렵다. 따라서 본 연구는 행정구역(동)별 시간 추세를 추가로 반영한 대안 모형을 설정하고, 정책 계수( $\theta$ )가 기존 결과와 비교해 얼마나 일관성을 유지하는지 검증한다. 이를 위해 기본 이중차분법 모형의 (식 1)에 행정구역(동) $\times$  선형 시간추세(linear time trend)와 행정구역

(동)×2차 시간추세(quadratic time trend)를 단계적으로 추가한다. 각각 모형의 식은 (식 4) 및 (식 5)와 같다.

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} = & \beta_1 Q_i + \beta_2 T_{i,t} + \theta D_{i,t} \\ & + X_i' \gamma + Z_{i,t}' \eta \\ & + \sum_t^{L-1} \lambda_{1t} 1[i \in l] t + \alpha_i \\ & + \delta_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (\text{식 4})$$

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} = & \beta_1 Q_i + \beta_2 T_{i,t} + \theta D_{i,t} \\ & + X_i' \gamma + Z_{i,t}' \eta \\ & + \sum_t^{L-1} (\lambda_{1t} 1[i \in l] t + \lambda_{2t} 1[i \in l] t^2) \\ & + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (\text{식 5})$$

여기서  $l(=1,2,\dots,L)$ 은 행정구역(동)을 나타내고 기준 집단은  $L$ 로 표기된다.  $\lambda_{1t}$ 과  $\lambda_{2t}$ 은 각각 선형 시간추세와 2차 시간추세를 고려한 경우의

행정구역(동) 교차항의 효과이다.

〈표 9〉의 분석 결과, 정책 계수( $\theta$ ) 추정치는 기존 모형인 (1) 열에서 0.0612이고, 선형 시간추세를 반영한 (10) 열에서 0.0605, 선형 시간추세와 2차 시간추세도 반영한 (11) 열에서 0.0640으로 나타났으며, 모든 모형에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 즉, 행정구역(동)별 시간추세 변수를 추가한 후에도 계수의 크기, 방향성, 유의성이 본래 결과(0.0612<sup>\*\*\*</sup>)와 실질적으로 차이가 없었음을 확인할 수 있다.

이는 본 연구의 핵심 추정치가 행정구역 단위의 시계열적 이질성이나 정책 변화에 민감하지 않으며, 추가적인 시간추세 조정에도 안정적으로 유지된다는 점에서 강건성이 입증되었다고 해석할 수 있다. 따라서 아파트 단지명 변경 효과는 행정구역(동)별 규제 환경을 통제한 상황에서도 독립적으로 식별 가능한 점을 보여준다.

〈표 9〉 행정구역(동)별 시간추세 통제한 이중차분법 분석 결과

종속변수 : 로그 평당 매매가격 행정구역(동)별 시간추세 통제 여부	(1) No	(10) Yes(Linear)	(11) Yes(Quadratic)
Q×T	0.0612 <sup>***</sup> (9.27)	0.0605 <sup>***</sup> (9.04)	0.0640 <sup>***</sup> (9.66)
행정구역(동)	Yes	Yes	Yes
행정구역(동)×linear time trend	No	Yes	Yes
행정구역(동)×quadratic time trend	No	No	Yes
Observations	2,277	2,277	2,277
Adjusted R <sup>2</sup>	0.960	0.961	0.962

주 : 1) 통제변수는 (식 1)의 통제변수와 동일함.

2) Linear time trend는 매매 거래시점인  $t=0\sim 22$  값으로 2014년 상반기부터 2025년 상반기까지 시점을 의미함.

3) ()는 t-value이며, \*\*\*은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

### 3) 국지(Local) 이중차분법 모형 분석

본 연구는 장기간 표본(2014~2025)의 누적되는 충격·제도 변화로 인한 평행추세 약화와 추정치 편향 가능성을 검토하기 위해, 아파트 단지명 변경이 집중되는 2021년 하반기(5건)를 포함하는 2019년 상반기부터 2022년 하반기 구간으로 시간 범위를 제한하여 국지 이중차분법을 수행한다. 이는 사전·사후 기간의 불균형을 완화하고, 장기간 시계열 자료 분석 시 누적·노출될 수 있는 정책·제도·환경 등 충격으로 인한 교란을 최소화

하기 위한 것으로 식별의 신뢰도를 보장하고 강건성을 확인하기 위해 필요한 과정이다.

분석 결과는 <표 10>에서 제시하였고, (12) 열은 이중차분법 모형의 분석 결과로 정책 계수( $\theta$ )는 0.0233으로 유의하게 양(+)을 보여준다. (1) 열 모형의 정책 계수( $\theta$ ) 추정 대비 규모는 작으나 방향성과 유의성에서 일관된다. (13) 열은 이벤트 스터디 모형의 분석 결과로 처치 사전 상대시점의 계수가 모두 유의하지 않아 평행추세 가정이 충족됨을 확인하였다.

<표 10> 국지 이중차분법 모형 분석 결과

종속변수	(12) 로그 평당 매매가격	(13) 로그 평당 매매가격
Q×T	0.0233*** (3.0466)	-
$1[B_{i,t} = K^L] \times 1[Q_i = 1]$	-	-0.0023 (-0.16)
$1[B_{i,t} = -4] \times 1[Q_i = 1]$	-	-0.0018 (-0.17)
$1[B_{i,t} = -3] \times 1[Q_i = 1]$	-	-0.0097 (-1.03)
$1[B_{i,t} = -2] \times 1[Q_i = 1]$	-	-0.0099 (-1.03)
$1[B_{i,t} = 0] \times 1[Q_i = 1]$	-	0.0247** (2.22)
$1[B_{i,t} = 1] \times 1[Q_i = 1]$	-	0.0631*** (3.77)
$1[B_{i,t} = K^U] \times 1[Q_i = 1]$	-	0.0713*** (2.83)
Apt. complex by exclusive area FE	Yes	Yes
Half-year FE	Yes	Yes
Observations	706	706
Adjusted R <sup>2</sup>	0.962	0.957

- 주 : 1)  $K^L$ 은 상대시점 -5 이하 구간이고,  $K^U$ 은 상대시점 +2 이상 구간을 의미함.  
 2) (12)의 통제변수는 모형 (1)과 동일하고, (13)의 통제변수는 모형 (4)와 동일하다.  
 3) ()는 t-value이며, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.  
 4) FE, fixed effect.

#### 4. 전세시장 분석

본 연구의 주된 관심 대상은 평당 매매가격으로 아파트 단지명 변경의 영향을 매매시장으로 한정하고 있다. 매매시장이 아닌 경우 국내 아파트에 대한 수요는 전세라는 형태에도 의존한다. 이러한 상황에서 실제 아파트 명칭 변경의 효과가 매매시장에 한정되는지에 대한 추가 분석을 전세시장을 중심으로 수행하고자 한다.

아파트 단지명에 “인덕원” 명칭을 포함한 변경이 매매시장에만 영향을 미쳤는지, 실수요 기반의 전세시장에도 영향을 주었는지를 검토하기 위해 전세가격과 전세 거래수에 대한 이중차분분석을 추가로 실시한다.

종속변수를 각각 평당 전세가격(로그)과 전세 거래수(건)로 하는 (식 1) 형태의 이중차분법 모형을 추정한다. 통제집단은 반경 0.5km 이내 단지이고, 일부 통제변수는 전세시장 특성에 맞게 수정한다. 종속변수를 단지·전용면적별 반기 기준 평당 전세가격에 자연로그를 취한 값으로 설정한 경우, 매매시장 분석과 동일한 통제변수(단지 고

정 특성 및 시간에 따른 변화 요인)를 전세 거래에 맞게 집계하여 반영한다. 그리고 종속변수를 동일 기준의 전세 거래수로 설정한 경우, 거래량 자체가 종속변수이므로 시간 가변 통제변수로는 전세 거래수 대신 평당 전세가격이 포함되고, 그 외의 구조적·입지적 특성 변수들은 동일하게 유지한다. 이때 전세 거래가 없는 반기의 종속변수를 0(건)으로 대체하여 포함하고, 이 경우에 종속변수를 제외한 나머지 변수들은 해당 반기의 최근 과거값으로 보완한다.

전세시장 이중차분 추정결과는 <표 11>에 제시한 바와 같이,  $Q \times T$  항의 계수는 (14) 열에서 -0.0120, (15) 열에서 0.1722으로 각각 추정되었으나 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 전세가격과 전세 거래수 모두에서 단지명 변경 이후 유의미한 변화는 관측되지 않았다.

이는 앞서 매매 실거래가에서 약 6.31%의 유의한 상승효과가 확인된 것과는 대조적으로, 동일한 시점의 전세시장에서는 단지명 변경의 효과가 나타나지 않았음을 보여준다.

<표 11> 전세시장 이중차분법 분석 결과

종속변수	(14) 로그 평당 전세가격	(15) 전세 거래수
$Q \times T$	-0.0120 (-0.95)	0.1722 (0.32)
Apt. complex by exclusive area FE	Yes	Yes
Half-year FE	Yes	Yes
Observations	2,888	3,013
Adjusted R <sup>2</sup>	0.819	0.713

주 : 1) ()는 t-value를 의미함.  
2) FE, fixed effect.

## 5. 소결

본 연구는 플라시보 검정과 행정구역(동)별 시간추세 통제를 통해, 반경 0.5km를 기준으로 한 (1) 열 모형이 가장 강건한 식별력을 갖는 최종 추정 모형임을 확인하였다. (1) 열 모형의 이중차분 분석 결과, 단지명 변경 효과를 나타내는 이중차분법(DiD) 추정치( $Q \times T$ )의 계수  $\theta$ 는 0.0612(1% 유의수준)로 추정되었으며, 준로그 해석에 따르면 이는 단지명에 “인덕원”을 포함한 변경이 아파트 평당 매매가격을 약 6.31% 상승시킨 효과로 해석된다.

이벤트 스터디 분석에서도 이러한 효과는 일관되게 확인되었다. (4) 열의 0.5km 반경 모형 기준으로, 처치 후 1기에는 유의한 변화가 없었으나, 2기(0.0572<sup>\*\*\*</sup>)에 유의한 양(+)의 효과가 나타났으며, 3기 이후에는 단지명 변경 효과가 점진적으로 강화되었으나 6기 이상(0.0446<sup>\*\*\*</sup>)에서는 완화되는 추세를 보였다.

반면, 전세시장에 대해서는 단지명 변경의 유의한 영향이 관측되지 않았다. 전세가격과 전세거래수 모두에서  $Q \times T$  계수가 통계적으로 유의하지 않았다.

## IV. 결론

본 연구는 GTX-C선 정차 예정지인 “인덕원”을 단지명에 반영한 아파트를 실험집단으로 설정하고, 반경 0.5km 이내의 통제집단과 비교하여 명칭 변경이 아파트 매매가격에 미친 영향을 DiD

과 이벤트 스터디로 분석하였다. 분석 결과, 단지명 변경 이후 평당 매매가격은 약 6.31% 상승하였으며, 이는 단지명이 단순한 위치 정보에 그치지 않고, GTX-C라는 강력한 입지 신호를 통해 “지명 프리미엄”을 창출할 수 있음을 시사한다. 이벤트 스터디 분석 결과, 단지명 변경 효과는 처치 후 2기 시점 이후에 중·단기적으로 점진적 상승세를 보였다가 일정 시점 이후 완화되는 패턴을 나타냈다. 이는 단지명 변경이 지속적 장기효과라기보다는 중·단기적 인식 조정 효과로 작동했을 가능성을 제시한다.

또한, 전세시장에서는 단지명 변경 이후 유의미한 가격 변화가 관측되지 않았다. 전세가격은 실거주 수요자의 주거 편익을 중심으로 형성되는 경향이 강하므로, 매매가격과는 달리 상정적 요인이나 기대 심리에 덜 민감하게 반응할 수 있다. 따라서 동일한 시점에서 전세가격이 유의하게 변하지 않았다는 점은, 앞서 확인된 매매가 상승 효과가 주거 효용보다는 자산가치 평가 또는 투자 심리 변화에 의해 발생했을 가능성을 뒷받침한다. 이는 단지명 변경이 실물 편익보다는 입지 신호와 상징 자산으로서 기능하며, 시장 참여자들의 기대와 정보 인식에 영향을 미쳐 “지명 프리미엄”이 형성되었음을 간접적으로 시사한다.

다만 본 연구는 GTX-C 정차 예정지인 “인덕원”이라는 특정 사례에 한정되며, 명칭 변경과 병행된 물리적 변화(도색·리모델링 등)의 효과를 완전히 분리하지 못한 한계가 있다. 향후 연구에서는 단순 명칭 변경과 물리적 변화가 동반된 사례를 구분하고, 장기적인 효과를 검증하는 동태적 분석과, 그룹·시간별 이질성(heterogeneous) 분석으

로 확장할 필요가 있다(Callaway and Sant'Anna, 2021). 또한 본 연구는 개별 거래 단위의 정밀한 헤도닉 기반 이중차분모형까지 구현하지 못하였다. 이를 보완하고자 단지×전용면적 패널을 활용해 TWFE와 DiD를 병행했으나 개별 거래 건의 미시 특성을 완전히 통제하지 못한 점이 한계점이다. 그리고 처치 시점의 이질성과 장기 정책·제도·환경의 누적 충격을 고려해 국지 분석으로 교란을 줄이려 했으나, 아파트 단지들의 이름 변경 시점이 시차를 두고 있다는(staggered) 점에서 국지 분석은 모든 실험집단을 포함하지 못했다.

마지막으로, GTX-C 사례를 넘어 광역교통망, 신도시 개발 등 다양한 지역개발 요인과 결합된 명칭 변경 사례를 포괄적으로 분석한다면, 지명 프리미엄의 형성과 지속성에 관한 보다 정교한 실증 근거를 제공할 수 있을 것이다.

## ORCID

박기훈 <https://orcid.org/0009-0006-4401-0667>

황현준 <https://orcid.org/0000-0002-2192-0290>

## 참고문헌

- 김서영, 구한민, 김갑성. (2023). 수도권 광역급행 철도가 아파트 가격에 미치는 영향: C 노선과 수도권 북부의 준실험적 증거. *부동산분석학회 학술발표 논문집*(pp. 1-8). 부동산분석학회.
- 문숙재, 박은희, 차경욱. (2006). 아파트 브랜드 인지도와 소비자 구매의도에 관한 연구. *가정과삶의질연구*, 24(2), 27-42.
- 박인호. (2021). *아파트 재건축이 인근지역 아파트 가격에 미치는 영향 분석: 재건축 사업단계를 중심으로*(석사학위논문). 건국대학교.
- 손호성, 이재훈. (2018). 행정학·정책학 연구에서의 이중차분 추정기법의 활용과 쟁점. *현대사회와 행정*, 28(3), 1-31.
- 송용현, 양동우, 신우진. (2019). 부동산 가격에서 브랜드가 차지하는 가치비중에 관한 연구: 광주 남구 봉선동을 중심으로. *부동산학연구*, 25(2), 37-50.
- 이상경, 신우진. (2001). 재건축 가능성이 아파트 가격에 미치는 영향. *국토계획*, 36(5), 101-110.
- 이용만. (2008). 헤도닉 가격 모형에 대한 소고. *부동산학연구*, 14(1), 81-87.
- 이준하, 김호철. (2008). 브랜드가 아파트 가격형성에 미치는 영향분석: 수도권 택지개발지구를 중심으로. *도시행정학보*, 21(1), 185-201.
- 정문오, 이상엽. (2013). 서울도시철도 접근성에 따른 주택매매가격 변화 연구. *부동산연구*, 23(3), 51-77.
- 현동우. (2021). 명칭 변경 사례를 통해 살펴본 아파트 브랜드 프리미엄에 관한 연구. *부동산학연구*, 27(1), 21-35.
- Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249-275.
- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230.
- Halvorsen, R., & Palmquist, R. (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, 70(3), 474-475.
- Olden, A., & Møen, J. (2022). The triple

difference estimator. *The Econometrics Journal*, 25(3), 531–553.

15. Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175–199.

논문 접수일: 2025년 8월 31일

심사(수정)일: 2025년 10월 28일

게재 확정일: 2025년 11월 14일

## 국문초록

본 연구는 GTX-C(Great Train eXpress Line C) 정차역 명칭을 아파트 단지명에 반영한 변경이 매매가격에 미치는 영향을 분석하였다. 인덕원역 인근 “인덕원” 명칭을 포함하여 단지명을 변경한 단지 11곳을 실험집단으로, 실험집단의 반경 0.5km 이내 단지를 통제집단으로 설정하고 2014년부터 2025년 패널자료를 활용해 이중차분법과 이벤트 스터디 모형을 적용하였다. 사전 평행추세, 플라시보 검정, 행정구역 통제 강건성 검증도 수행하였다. 분석 결과, “인덕원” 명칭을 포함한 단지 명칭 변경은 평당 매매가격을 평균 약 6.31% 상승시켜 GTX-C 기반 지명 프리미엄 가능성을 시사했다. 반면, 전세가격과 전세 거래량에서는 통계적으로 유의한 변화가 나타나지 않아, 명칭 변경 효과가 매매시장에 국한됨을 확인하였다. 이벤트 스터디 분석에서는 단지명 변경 효과가 직후 나타났지만, 2기 이후부터 유의한 양(+)의 효과의 점진적 강화 패턴이 확인되었다. 다만, 6기 이후 효과가 완화된 것은 단지명 변경의 효과가 지속적 장기효과라기보다는 중·단기적 인식 조정 효과로 작동했을 가능성을 제시한다. 본 연구는 특정 사례에 국한되고 물리적 변화 효과를 분리하지 못한 한계가 있다. 향후 연구는 물리적 변화 구분, 장기효과, 거래 당사자 등 인식 분석이 필요하며, GTX-C 외 다양한 개발 요인과 결합된 명칭 변경 사례를 통해 지명 프리미엄 효과를 규명할 수 있을 것이다.

주제어 : 아파트, 이중차분법, 동태적 효과, 지명 프리미엄