

서울시 주택 증여의 자연적·전략적 결정 구조와 하위시장 이질성 분석*

Natural and Strategic Determinants of Housing Gifts in Seoul
: Submarket Heterogeneity

이 현 진 (Lee, Hyeon-Jin)**

이 상 군 (Lee, Sang-Gun)***

< Abstract >

This study conceptualizes housing gifts in Seoul as a phenomenon jointly shaped by natural transfers—long-term intergenerational wealth transfers driven by aging and asset accumulation—and strategic transfers that respond to policy and market conditions. Using a balanced monthly panel of Seoul’s 25 districts from 2015 to 2024, the analysis employs Two-Way Fixed Effects (TWFE), Least Squares Dummy Variable (LSDV), hierarchical cluster analysis, and cluster-interaction TWFE models, with district-level unsold housing inventory as a supply-side proxy.

Three main findings emerge. First, natural factors show limited explanatory power in short-run within-variation but are reflected in persistent baseline differences across districts, suggesting long-term structural effects. Second, housing gifts were approximately 37 percent lower during periods of speculative overheating district designation, with the magnitude varying across submarket clusters. Third, the average effect of unsold inventory was statistically insignificant, reflecting offsetting responses across submarkets: mid-tier clusters showed increased gift activity through substitution away from sales markets, whereas high-asset clusters reduced gifts through deferred transfers under weakened price expectations.

Overall, housing gifts in Seoul are better understood as outcomes of heterogeneous submarkets where natural and strategic transfer mechanisms interact differently. These findings suggest that housing policy should account for differences in asset structures, market liquidity, and supply-side frictions across submarkets.

Keyword : Housing Gifts, Intergenerational Wealth Transfer, Strategic Transfers, Two-Way Fixed Effects (TWFE), Submarket Heterogeneity

I. 서론

주택시장에서 증여(贈與)의 위상이 구조적으로 변하고 있다. 과거 주택 증여는 상속의 사전 단계이거나

일부 고자산 가구에 한정된 예외적 의사결정으로 인식되었으나, 최근에는 세대 간 자산 이전의 주요 경로이자 시장 환경 변화에 대응하는 중요한 선택지로 부상하고 있다. 한국부동산원 「부동산 거래 현황」에 따르

* 본 논문은 저자의 석사학위 논문을 바탕으로 일부 내용을 수정·보완하여 작성되었음.

** 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정, classyattic@naver.com, 주저자

*** 서강대학교 경영대학 교수, slee1028@sogang.ac.kr, 교신저자

면 전국 주택거래 중 증여 비중은 2015년 5% 전후에서 2022년 10%를 상회하는 수준으로 증가하였다. 이러한 변화는 주택시장에서 증여가 더 이상 주변적 현상이 아니라, 한국 주택시장의 구조적 변화와 함께 이해해야 할 핵심적인 현상임을 보여준다(임상빈, 2021; 박성현·서정렬, 2025).

주택 증여 확대의 배경에는 한국 가계의 자산 구조가 자리한다. 통계청과 한국은행이 실시한 「2024 가계 금융복지조사」에 따르면, 국내 가계 자산 중 부동산이 차지하는 비중은 약 76%이고, 65세 이상 고령가구의 자산은 약 82%가 부동산에 편중되어 있다. 이는 세대 간 자산 이전이 부동산을 매개로 이루어지는 환경을 조성하여, 주택 증여가 자산 관리 및 전수의 핵심 경로로 작동하게 되는 제도적·경제적 토대가 된다(강정구 외, 2023; 김기홍, 2024; Joulfaian, 2005).

그러나 최근 주택 증여 증가는 고령화와 자산 축적만으로 설명하기가 어렵다. 실제로 증여는 특정 정책 변화나 시장 국면과 맞물려 단기간에 급증하는 율령 현상을 보인다. 규제 강화 예고 시점에 증여가 집중되거나, 2020년 7·10대책 직후 서울의 증여가 폭발적으로 증가한 현상이 그 예이다. 이는 구조적으로 자산 이전 수요가 존재하더라도 실제 증여의 실행은 정책·세제·시장 변화에 반응한다는 것을 의미한다. 이는 주택 증여가 생애주기적 자산 이전의 의미를 넘어 장기적으로 형성된 자산 이전 수요 위에서 정책이나 시장 환경 변화에 전략적으로 반응하는 의사결정일 가능성을 시사한다(김서현 외, 2023; 전성제 외, 2024; 박성현·서정렬, 2025).

이와 같이 한국에서 주택 자산의 비중과 주택 증여의 사회경제적 중요성이 커지고 있음에도 불구하고, 그동안의 연구는 이를 독립적인 분석 대상으로 충분히 다루지 않았다. 기존 연구는 주로 주택 매매와 임대, 또는 거시 금융 변수에 집중하였으며, 증여는 사적(私的) 이전이라는 인식 속에 비교적 보조적인 지표로만 다루어 왔다. 또한 주택 관련 세제나 정책 변화에 따른 전략적 증여에 관한 연구와, 고령화와 관련한 자산 이전 연구가 별개의 주제로 다루어져, '왜 증여가 발생하는지'를 설명하는 장기적 요인과 '언제 증여가 실행되는지'를 설명하는 단기적 요인을 통합적으로 분석한 연구는 부족했다. 또한 다수 연구는 전국 단위 또는 특정 지역의 평균 효과를 분석하는 것에 머물러 하위시장별 구조적 이질성이나 차별 반응을 식별하지 못했다(고진

수 외, 2015; 김낙년, 2017; 김영민, 2021).

이에 본 연구는 서울시 주택 증여를 자연적 증여(natural transfer)와 전략적 증여(strategic transfer)가 결합된 현상으로 이해한다. 자연적 증여는 고령화와 자산 축적에 의해 형성되는 장기적인 세대 간 이전 수요를 의미하며, 전략적 증여는 정책·세제·시장 환경 변화에 따라 증여의 실행 시점과 규모가 조정되는 현상을 의미한다(Becker, 1974; Kotlikoff and Summers, 1981; Poterba, 2001; Joulfaian, 2005). 다시 말해 자연적 요인은 증여의 구조적 기반을 형성하고, 전략적 요인은 그 실행 여부와 시기를 조정하는 역할을 수행한다.

이러한 관점에서 보면 주택 증여는 모든 지역에서 동일한 방식으로 나타나지 않는다. 고령화 수준과 자산 규모, 시장 유동성 및 정책 노출 정도가 지역마다 다르기 때문에 자연적 증여와 전략적 증여의 상대적 중요성 역시 달라질 수 있다. 또한 동일한 정책이나 시장 환경 변화에 대해서도 지역별 반응은 상이하게 나타날 가능성이 있다. 서울은 이러한 차이를 분석하기에 적합한 공간이다. 2020~2021년 규제 강화기에 서울은 전국 주택 증여 건수의 약 30%를 차지할 만큼 증여가 집중된 지역이며, 동시에 자치구별 자산 가치·인구구조·시장 유동성의 편차가 커 하위시장별 이질적 반응을 식별하기에 적합하다.

본 연구는 서울시 주택 증여가 어떤 구조적 기반 위에서 형성되며, 정책 및 시장 환경 변화에 대한 반응이 하위시장별로 어떻게 다르게 나타나는지를 실증적으로 규명하고자 한다. 이를 위해 서울시 25개 자치구의 2015년 1월부터 2024년 12월까지의 월별 균형패널 자료를 활용하여 이원고정효과(Two-Way Fixed Effects) 모형, 최소자승더미변수(LSDV) 모형, 계층적 군집분석 및 군집 상호작용 모형을 순차적으로 적용한다. 이를 통해 자연적·전략적 증여의 평균적 결정 요인을 추정하고, 자치구별 증여의 구조적 기저 수준을 식별하며, 정책 및 공급 충격에 대한 반응이 하위시장별로 어떻게 상이하게 나타나는지 실증한다. 이러한 서울시 분석은 고령화와 자산 집중이 심화되고 있는 다른 대도시 주택시장에서의 증여 현상을 이해하는 데도 유용한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장은 자연적·전략적 증여 이론과 하위시장 이론 및 평균 효과 분석의 한계를 논의한다. 제3장에서 자료, 변수 정의, 실증 설

계를 제시한다. 제4장은 평균 효과 분석 및 군집 상호 작용 분석 결과를 통해 하위시장 이질성을 실증한다. 제5장에서 정책·공급 시차·부분표본을 통한 강건성을 검증하고, 제6장에서 결론과 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경과 선행연구

1. 주택 증여의 이론적 접근

주택 증여는 그 발생 동기에 따라서 크게 두 가지 유형으로 나눌 수 있다. 첫째는 고령화·생애주기·자산 축적에 기반한 자연적(natural) 증여이며, 둘째는 주택시장·세제·규제 환경 변화에 대해 합리적으로 대응하는 전략적(strategic) 증여¹⁾이다. 자연적 증여는 생애주기와 세대 간 이전을 강조하는 이론에 기반한 장기적·구조적 자산 이전을 의미하며, 전략적 증여는 시장, 조세 및 규제 환경 변화에 대한 경제적 반응으로서 발생하는 단기적 조정 행위로 해석된다. 두 관점은 “자연적 요인이 증여의 장기 기반을 제공하고 전략적 요인이 그 시점과 규모를 조정한다”라는 관계로 통합 해석될 수 있다.

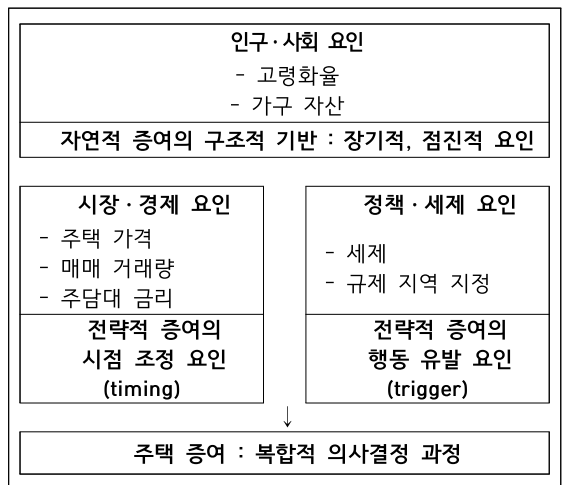
자연적 증여의 이론적 기반은 세대 간 이전 이론에서 찾을 수 있다. 생애주기가설(Modigliani and Brumberg, 1954)은 개인이 은퇴 이후 자산을 점진적으로 소진한다고 가정하며, 세대 간 이전 이론(Kotlikoff and Summers, 1981)과 이타적 유증 이론(Becker, 1974)은 자산이 소비되지 않고 다음 세대로 이전되는 구조적 메커니즘을 강조한다. 실제로 고령층은 자산을 예상보다 덜 소진하며 그 결과 상당한 자산이 세대 간 이전된다는 점이 확인되며(Hurd, 1987; De Nardi, 2004), 이러한 자산 이전 수요는 고령화가 심화될수록 구조적으로 커진다. 60대 인구가 증가할수록 아파트 증여가 늘어나고(김영민, 2021), 상속·증여가 젊은 세대의 자산 축적에서 차지하는 비중도 커진다는 점(김낙년, 2017)은 이를 뒷받침한다. 한편 자산 이전 수요는 자산 보유 조건에 의해서도 형성된다. 자산과 소득 수준이 높을수록, 거주 주택 외 부동산을 보유한 중·고령 가구일수록 생전 증여가 더 활발하게 나타나

며(배희선, 2008; 고진수 외, 2015), 주택 및 금융자산 규모, 노후준비 여부 등도 증여 의향을 강화하는 요인으로 작용한다(김기홍, 2024; 고윤성, 2024; 차경욱 외, 2018; 강정구 외, 2023).

전략적 증여는 조세나 시장 환경의 변화가 자산 이전의 시기와 형태를 바꾼다는 논의에 기반한다. 세제 환경이 변화하면 가계는 자산 이전 시기와 형태를 조정하며, 이는 증여세, 상속세를 변화에 대한 가계 반응에서 실증적으로 확인된다(Poterba, 2001; Joulfaian, 2005). 국내에서도 이러한 전략적 반응을 여러 연구를 통해 확인할 수 있다. 종합부동산세 도입이나 양도소득세 중과와 같은 세제 강화 시기에는 절세 수단으로 부동산 증여가 증가하는 경향이 나타나며(정운오 외, 2008; 김서현 외, 2023), 주택 가격이 급등하는 국면에서 매매보다 증여를 선택하려는 동기가 강화되기도 한다(전성제 외, 2024; 주종용·권영삼, 2023). 양도소득세 강화 이후 증여 비중이 증가하고 공급 잠금 현상(lock-in effect)이 동반된 사례(오예성 외, 2020)는 전략적 증여가 매매 경로의 대체 거래 수단으로 기능하기도 함을 보여준다(임상빈, 2021).

이상 살펴본 바와 같이 자연적 증여와 전략적 증여는 이론적 전제는 다르지만, 상호보완적으로 의사결정에 기여한다. 특히 주택 자산은 금융자산과 달리 점진적으로 소비되기보다 보유 상태로 유지되다가 세대 간

<그림 1> 주택 증여의 결정요인과 작동 메커니즘



주: 관련 선행연구를 종합하여 저자 작성.

1) 기존 문헌에서는 ‘교환적(exchange) 이전’이 ‘전략적(strategic) 이전’과 혼용되기도 한다. 그러나 본 연구에서 말하는 전략적 증여는 가족 내 교환관계를 의미하는 것이 아니라 세제, 주택시장 상황, 금융·규제 정책 등 외부 환경 변화에 대한 합리적 대응으로서의 증여를 가리킨다.

이전되는 경향이 강하다. 국내 고령가구 자산의 약 82%가 부동산에 집중되어 있다는(통계청·한국은행, 2024) 점은 이러한 자산 고착(locked-in) 구조를 단적으로 보여준다(Hurd, 1987; De Nardi, 2004; 배희선, 2008; 차경숙 외, 2018). 따라서 주택 증여에 대한 보다 정확한 이해를 위해서 자연적 요인과 전략적 요인을 통합적으로 살펴볼 필요가 있다.

2. 지역 이질성과 평균 효과 분석의 한계

자연적·전략적 요인이 결합하여 증여 의사결정에 영향을 미친다면, 그 영향의 방향과 강도는 지역별 자산 구조, 인구 구성, 주택 시장 상황 등에 따라 달라질 수 있다. 동일한 정책이나 시장 신호라 하더라도 지역의 구조적 여건에 따라 상이하게 해석되어 반응이 달라질 수 있기 때문이다. 따라서 서울과 같이 자치구 간 주택 가격, 자산 수준, 인구 구조의 격차가 큰 도시에서는 평균효과 분석만으로 주택 증여의 결정 구조를 충분히 설명하기 어렵다.

주택 증여와 관련한 기존 실증연구는 주로 고령화, 자산 수준, 주택가격, 세제 등 개별 요인이 증여에 미치는 평균적 효과를 파악하는 데 집중해 왔다. 이러한 연구들은 특정 요인의 영향력을 파악하는 데에는 유용하지만, 지역 간 구조적 차이나 정책 반응의 이질성을 충분히 포착하지 못하는 한계를 가진다. 특히 동일한 규제나 시장 신호라도 지역의 구조적 여건에 따라 상

이하게 해석되어 반응이 달라질 수 있다. 예컨대 규제는 일부 지역에서는 증여를 감소시키는 의도된 효과를 낼 수 있지만, 다른 지역에서는 매매 경로가 막힌 상황에서 증여를 대체 수단으로 활용하게 만드는 역설적 반응을 유발할 수도 있다. 실제로 고령인구 비율이 낮은 지역에서 오히려 증여가 더 활발하게 나타나거나(박성현·서정렬, 2025), 양도소득세 강화 이후 강남 3구에서 증여 비중이 급격히 증가하는 현상(오예성 외, 2020)은 증여의 결정요인이 지역별 하위시장 구조에 따라 상이하게 작용할 수 있음을 보여주는 사례이다. 이처럼 상반된 효과가 공존할 경우 평균효과가 0에 수렴하거나 실제 시장 반응을 왜곡할 수 있으며, 이는 처치효과와 이질성을 강조하는 문헌에서 반복적으로 지적되어 온 문제이다(Card and Krueger, 1994; Imbens and Angrist, 1994).

한편, 주택시장은 단일한 균질시장이 아니라 다수의 하위시장(submarket)으로 분절되어 있다. 주택은 물리적 이질성과 입지의 고정성으로 인해 완전한 대체가 어렵고, 그로 인해 가격 형성과 시장 반응이 지역별로 상이하게 나타난다(Rothenberg et al, 1991). 다양한 연구에서 하위시장의 존재는 통계적·실증적 방법을 통해 확인되어 왔으며, 시장을 분할하여 분석할 경우 가격 형성과 예측의 정확성이 크게 향상된다는 점도 밝혀졌다(Bourassa et al, 1999; Goodman and Thibodeau, 1998, 2003). 국내 연구들에서도 주택시장을 단일 시장으로 가정할 경우 하위시장별 가격 반

<표 1> 선행연구 검토 및 본 연구의 기여

연구 분야	대표 연구	주요 내용	본 연구와의 관계
자연적 증여	Modigliani & Brumberg (1954), Kotlikoff & Summers (1981), Becker (1974), 김낙년(2017), 고윤성(2024)	고령화, 생애주기, 자산 축적이 세대 간 자산 이전에 영향을 미침	자연적 증여의 이론적·실증적 근거
전략적 증여	Poterba (2001), Jouffaian (2005), 정운오 외(2008), 김서현 외(2023), 임상빈(2021), 박성현·서정렬(2025)	세제 및 규제 변화가 증여의 시점과 규모에 영향을 미침	전략적 증여의 이론적·실증적 근거
하위시장 이론	Bourassa et al.(1999), Goodman & Thibodeau(1998, 2003), 배진희·이재수(2022)	주택시장은 복수의 하위시장으로 구성되며 반응이 상이함	하위시장 분석의 이론적 기반
평균 효과의 한계	Card & Krueger (1994), Imbens & Angrist (1994)	이질적 반응이 존재할 경우 평균 효과가 실제 효과를 은폐할 수 있음	평균 효과 상쇄 가설의 방법론적 근거
본 연구	이현진·이상근 (2026)	자연적 증여와 전략적 증여를 통합적 관점으로 재분류하고, 서울시 하위시장별 증여 반응의 이질성을 실증적으로 검증	기존 연구의 통합 및 확장

응의 방향과 크기가 왜곡될 수 있음이 확인되었다(배진희·이재수, 2022; 송영선 외, 2024).

주택시장이 복수의 하위시장으로 분절되어 있다면, 주택 증여 역시 하위시장별 구조적 특성과 시장 조건에 따라 다르게 작동할 가능성이 있다. 따라서 주택 증여를 이해하기 위해서는 평균 효과를 넘어 구조적 차이와 이질적 반응을 고려하는 분석이 필요하다.

3. 선행 연구와의 차별성

본 연구는 주택 증여를 자연적 증여와 전략적 증여가 결합된 현상으로 해석하고, 이를 서울시 자치구의 증여 결정 구조와 하위시장별 이질적 반응을 통해 실증적으로 분석한다는 점에서 기존 연구와 차별화된다. 구체적인 차별점은 다음과 같다.

첫째, 기존 연구에서 개별적으로 다루어지던 인구·자산 요인과 정책·시장 요인을 자연적 증여와 전략적 증여라는 개념으로 통합하여, 증여의 발생 기반과 실행 시점을 하나의 분석 틀 안에서 설명한다.

둘째, 공급 측면 변수인 미분양 주택 수를 활용하여 시장 마찰이 주택 증여에 미치는 영향을 분석한다. 이를 통해 기존 연구가 주로 주목해 온 인구·자산·세제 요인을 넘어, 공급 여건과 거래 제약이 증여 의사결정에 미치는 영향을 검토한다.

셋째, 평균효과 분석과 하위시장 분석을 결합하여 서울 내부의 구조적 이질성을 식별한다. 특히 동일한 정책 및 공급 충격이 하위시장별로 상이하게 작동할 수 있음을 실증적으로 검토함으로써, 서울시 주택 증여시장이 단일한 평균 메커니즘이 아니라 구조적으로 분절된 하위시장들의 결합으로 구성되어 있음을 제시한다.

4. 연구가설

본 연구는 자연적·전략적 증여라는 이원적 관점, 평균 효과의 상쇄 및 하위시장 이론을 결합하여 다음의 네 가지 가설을 설정한다.

가설 1 (자연적 증여 가설). 주택 증여의 기저 수준은 고령화·자가소유 여부·가구 자산 등 장기적으로 축적된 인구·자산 특성에 따라 형성된다(Modigliani and Brumberg, 1954; Kotlikoff and Summers, 1981; Becker, 1974). 특히 한국과 같이 고령화가 심

화되는 상황에서는 생애주기의 진전과 함께 세대 간 자산 이전 필요성이 점진적으로 증가하며, 가계 자산의 상당 부분이 주택에 집중되어 있다는 점을 고려할 때 자산 이전이 주로 주택 증여의 형태로 나타날 가능성이 높다. 다만 이러한 자연적 요인은 시간에 따라 느리게 변화하는 특성을 가지므로, 단기적인 증여 변동보다는 지역별 증여 수준의 지속적 차이로 나타날 것이다. 따라서 자연적 증여의 영향은 자치구별 고정 효과 또는 장기적 구조 차이의 형태로 관찰될 것으로 예상된다.

가설 2 (전략적 증여 가설). 정책·세제·시장 환경 변화는 증여의 실행 시점과 규모에 영향을 미친다(Bernheim et al., 1985; Poterba, 2001; Joulfaian, 2005). 특히 규제가 강화되면 대출 제한·전매 제한 등 거래 제약이 심화되고 시장 불확실성이 높아져, 자산 이전 실행을 유보하거나 규모를 축소하는 방향으로 작용할 가능성이 있다. 따라서 투기과열지구 지정과 같은 규제 변수는 서울시 전체 평균에서 주택 증여와 음(-)의 연관성을 가질 것으로 예상된다.

가설 3 (평균효과 상쇄 가설). 미분양 누적으로 대표되는 공급 측면 마찰은 증여에 상반된 영향을 미칠 수 있다. 한편으로는 매매시장의 유동성을 저하시켜 증여를 대체 경로로 선택하게 만들 수 있으며, 다른 한편으로는 시장 침체와 가격 기대 약화를 통해 자산 이전 자체를 유보하게 만들 수 있다. 이처럼 상반된 반응이 동시에 존재할 경우 서울 전체 수준의 평균효과는 그 영향이 서로 상쇄되어 통계적으로 유의하지 않게 나타날 가능성이 있다(Card and Krueger, 1994; Imbens and Angrist, 1994). 따라서 공급 측면 변수의 주택 증여에 대한 평균효과는 약하거나 유의하지 않을 것으로 예상된다.

가설 4 (하위시장 이질성 가설) 도시 주택시장이 다수의 하위시장으로 분절되어 있다는 이론(Bourassa et al., 1999; Goodman and Thibodeau, 1998, 2003; Rothenberg et al., 1991)과 실증연구(류연택, 2010; 김정주·금현섭, 2015; 배진희·이재수, 2022; 송영선 외, 2024; 하은혜·이건학, 2024)는 동일한 정책·공급 신호라 하더라도 하위시장 조건에 따라 반응이 상이할 수 있음을 지적한다. 공급 충격에 대한 증여 반응 역시 하위시장별 자산 수준, 거래 유동성, 자가 소유 구조 등에 따라 상이하게 나타날 가능성이 크다.

특히 공급 마찰은 시장 참여자들이 체감하는 자산

가치의 안정성, 거래 가능성, 보유 전략 등에 영향을 미칠 수 있다. 이 경우 자산 가치가 높고 이전이 장기적 포트폴리오 관리 차원에서 이루어지는 하위시장에서는 시장 불확실성이 커질 때 증여 실행을 유보하는 방향으로 반응할 가능성이 있다. 반면 시장 신호에 민감하게 반응하는 중위 가격대 하위시장에서는 매매 경로가 제약될 때 증여를 대체 수단으로 선택하는 유인이 강하게 작동할 수 있다(임상빈, 2021; 전성제 외, 2024). 또한 자가 소유와 실거주 목적이 강한 하위시장에서는 주택이 투자 자산이라기보다 거주 수단으로 기능하여 단기적인 공급 충격이 자산 이전 결정에 미치는 영향이 제한적일 수 있다. 이처럼 공급 마찰이 주택 증여에 미치는 영향은 하위시장의 구조적 특성에 따라 방향과 강도가 다르게 나타날 것으로 예측한다.

가설 4가 실증적으로 지지되는 경우, 이는 가설 3에서 제시한 평균효과의 비유의성이 우연한 통계적 결과가 아닌 하위시장 간 구조적 상쇄에 기인한 것임을 확인하는 근거가 된다. 나아가 서울의 주택 증여시장이 단일 평균 메커니즘으로 설명될 수 없는 분절된 하위시장들의 집합이라는 본 연구의 명제가 식별된다.

III. 자료 및 연구 방법

1. 연구의 대상 및 분석자료

본 연구는 서울시 주택 증여 결정 요인을 분석하기 위해, 2015년 1월부터 2024년 12월까지 서울시 25개 자치구의 월별 패널 데이터를 구축하였다. 분석 단위는 자치구-월이며, 총 관측치는 3,000개(25개 자치구 × 120개월)로 구성된 균형 패널이다.

주택 증여 데이터는 한국부동산원의 「부동산거래현황- 거래원인별 주택거래현황」을 활용하였다. 민법 제 554조²⁾와 상속세 및 증여세법 제2조 제6호³⁾의 정의에 근거하여, 부동산 등기부등본상 거래 원인이 명확히 '증여'로 표시된 건만을 분석 대상으로 삼았다. 세법상 증여로 추정 가능한 거래라 하더라도 등기상 거

래 원인이 '매매'로 기재된 거래는 제외함으로써 연구 대상의 명확성과 자료의 일관성을 확보하였다. 분석 대상 자산은 금융자산을 제외한 주거용 주택으로 한정하였다. 이는 한국 가계 자산에서 주택이 차지하는 비중이 절대적으로 크고, 실제 세대 간 자산 이전이 주택 증여를 중심으로 이루어지기 때문이다(강정구 외, 2023). 또한 주택은 실거래 자료가 비교적 일관된 기준으로 공개되고 있기 때문에, 계량 분석에 적합하다는 장점이 있다.

본 연구는 시간적 범위를 2015년~2024년의 10년으로 설정하였다. 해당 기간은 부동산 세제와 정책의 빈번한 변화, 저출산·고령화의 심화, 코로나19 시기 자산 가격 급등 및 시장 불확실성 확대 등이 동시에 전개된 시기로, 주택 증여 결정에 영향을 미치는 주요 요인들이 집중적으로 변화한 시기이다. 공간적 범위는 서울시 25개 자치구 전체로 설정하였다. 서울은 2022년 주택 거래에서 차지하는 증여 비중이 12%를 넘어 같은 기간 전국 평균(8.8%)을 크게 상회하였다. 또한 자치구 간 자산, 인구 구조, 주택 가격 등에서 상당한 격차를 보이는데, 일부 자치구는 규모와 시장 특성 측면에서 하나의 독립된 중소도시와 유사하기도 하고, 일부 자치구는 전국 최고 수준의 자산 집적과 정책 민감도를 갖는 고가 주택시장의 모습을 보인다(조성신, 2025; 김정주·금현섭, 2015; 송영선 외, 2024). 이러한 특성은 하위시장 이질성을 검증하기에 적합한 공간적 범위를 형성한다.

2. 변수의 정의 및 기초 통계량

본 연구의 종속변수는 자치구별 월간 주택 증여거래 건수(gift_cnt)이다. 증여거래 건수는 자치구와 시점에 따라 편차가 크게 나타나고 일부 시기나 지역에서는 매우 높은 값이 관측되는 우측 편향 분포를 보인다. 이에 분포의 비대칭성을 완화하고 추정의 안정성과 효율성을 높이기 위해 종속변수를 $\ln(\text{gift_cnt}+1)$ 형태로 변환하여 사용하였다. 이러한 pseudo-log 변환은 0값을 포함한 관측치를 모두 유지하면서 극단값의 영향을 완화하는 장점을 가진다(Wooldridge, 2010).

2) 민법 제554조(증여의 의의) 증여는 당사자 일방이 무상으로 재산을 상대방에 수여하는 의사를 표시하고 상대방이 이를 승낙함으로써 그 효력이 생긴다.

3) 상속세 및 증여세법 제2조 6. "증여"란 그 행위 또는 거래의 명칭·형식·목적 등과 관계없이 직접 또는 간접적인 방법으로 타인에게 무상으로 유형·무형의 재산 또는 이익을 이전(移轉)(현저히 낮은 대가를 받고 이전하는 경우를 포함한다)하거나 타인의 재산 가치를 증가시키는 것을 말한다. 다만, 유증, 사인증여, 유언대용신탁 및 수익자 연속신탁은 제외한다.

설명변수는 주택 증여에 영향을 미치는 요인을 인구·사회 요인, 시장·경제 요인, 세제·정책 요인, 공급 측면 요인의 네 범주로 구분하여 구성하였다. 먼저 인구·사회 요인은 가구의 생애주기적 특성과 자산 보유 기반을 반영한다. 45-64세 비율은 경제활동이 안정되고 자산 축적이 이루어진 중장년층의 규모를 나타내는 지표로, 증여 주체가 될 가능성이 높은 연령대를 반영한다(배희선, 2008; 김기홍, 2024). 65세 이상 고령 비율은 세대 간 자산 이전이 발생할 가능성이 높은 연령 집단의 비중을 나타내며(김영민, 2021, 박성현·서정렬, 2025), 자가 소유율은 주택 자산을 보유한 가구의 비율로서 증여가 실질적으로 이루어질 수 있는 자산적 기반이 있음을 의미한다(차경옥 외, 2018; 김기홍, 2024).

시장·경제 요인은 주택시장 환경 변화가 증여 결정에 미치는 영향을 반영한다. 주택가격상승률은 자산 가치에 대한 기대와 보유 전략을 나타내는 변수이며

(김영민, 2021; 전성제 외, 2024, 박성현·서정렬, 2025), 매매거래량은 시장의 유동성과 거래의 활성화 수준을 나타낸다(임상빈, 2021). 주담대금리는 가계의 자금조달 비용과 보유 부담을 반영하는 금융 변수로서, 매매와 증여 간 선택에 영향을 미칠 수 있는 요인이다(임상빈, 2021).

세제·정책 요인은 전략적 증여를 유발할 수 있는 제도적 환경을 반영한다(정운오 외, 2008; 오예성, 2020; 고윤성, 2024). 정책 변수는 국토교통부의 규제지역 지정·해제 고시를 바탕으로 조정대상지역(d1), 투기과열지구(d2), 투기지역(d3) 더미변수로 구성하였다. 조정대상지역은 대출 규제와 세제 규제를 포함하는 광범위한 규제 체계를 의미하며, 투기과열지구는 LTV·DTI 강화, 전매 제한, 주택 공급 규제 등 거래 제약을 직접적으로 강화하는 규제이다. 투기지역은 양도소득세와 대출규제가 결합된 가장 강한 규제, 시장 과열이 집중된 자치구를 중심으로 지정과 해제가 이루어졌

<표 2> 주요 변수의 기초 통계량

변수 (Variable)	출처	N	평균	표준편차	최소값	중앙값	최대값
Panel A. 종속변수							
ln(gift_cnt+1)	한국부동산원 ^a	3,000	3.69	0.91	0	3.64	6.96
월간 증여 건수 (건)	한국부동산원	3,000	59.59	76.10	0	37	1,055
증여 비중 (%) [†]	한국부동산원	3,000	12.26	10.57	0	9.166	81.974
Panel B. 인구·사회 요인 (자연적 증여의 구조적 기반)							
45-64세 중년 비율 (%)	통계청 ^b	3,000	31.18	1.73	26.11	30.97	35.62
65세 이상 고령 비율 (%)	통계청	3,000	19.46	3.54	12.35	19.21	30.76
자가소유율 (%)	통계청	3,000	48.69	5.40	33.8	48.3	61.6
Panel C. 시장·경제 요인 (전략적 증여 시점 조정 요인)							
주택가격상승률 (%)	한국부동산원	3,000	0.18	0.46	-4.29	0.21	2.76
매매거래량 (건)	국토교통부	3,000	474.63	311.47	33	407	2,140
주담대 금리 수준 (%)	한국은행 ^c	3,000	3.412	0.73	2.32	3.17	5.37
Panel D. 세제·정책 요인 (전략적 증여 행동 유발 요인)							
d1: 조정대상지역 지정 (0/1)	국토교통부 ^d	3,000	0.594	0.491	0	1	1
d2: 투기과열지구 지정 (0/1)	국토교통부	3,000	0.564	0.496	0	1	1
d3: 투기지역 지정 (0/1)	국토교통부	3,000	0.261	0.439	0	0	1
d_index: 규제강도지수 (0-3)	국토교통부	3,000	1.489	1.312	0	2	3
Panel E. 공급측면 요인 (매매 수급 마찰 대리)							
미분양 주택 수 (호) ^e	한국부동산원	3,000	17.247	54.649	0	0 [‡]	1,156
ln(unsold_cnt+1)	한국부동산원	3,000	0.968	1.639	0	0	7.054

주: a 한국부동산원, 「부동산거래현황- 거래원인별 주택거래현황」; b KOSIS(「주민등록인구현황」, 행정안전부); c 한국은행(BOK), 경제통계시스템; d 국토교통부(MOLIT), 실거래가공개시스템 및 부동산 규제지역 지정·해제 고시; e 한국부동산원, R-ONE 미분양 주택 재고(자치구 월별).

† 증여 비중 = [증여 건수/(매매 건수+증여 건수)]x100.

‡ 미분양 주택 수의 분포는 0이 다수를 차지하는 영과잉(zero-inflated) 구조를 보인다.

다. 또한 세 규제의 중첩 정도를 반영하기 위하여 규제 강도지수(d_index)를 추가로 구축하였다. d_index는 단일 자치구-월 단위에서 적용된 규제 지점 수를 합산한 지표로 0~3의 값을 갖는다. 기본 모형에서는 거래 제약 효과가 가장 광범위하게 나타나는 d2(투기과열지구)를 대표 정책 변수로 사용하였으며, d3(투기지역)와 d_index는 제5장 강건성 검증에서 포함하였다.

공급 측면 요인은 매매 수급 마찰을 반영하기 위하여 한국부동산원의 자치구별 월말 미분양 주택 수를 활용하였다. 미분양 재고는 분양 수요 대비 과잉 공급, 매매 거래 지연, 자산 가격 기대 약화가 복합적으로 반영된 지표로서 주택시장의 수급 마찰을 나타내는 대리변수로 설정하였다. 원자료인 미분양 주택 수(unsold_cnt)는 중앙값이 0이고 평균은 17.2호, 최댓값 1,156호로 나타나 상당수의 관측치가 0에 집중되어 있는 영과잉(zero-inflated) 분포와 강한 우측 편향을 보였다. 이에 표본 손실 없이 분포 왜곡을 완화하기 위해 $\ln(\text{unsold_cnt}+1)$ 을 적용하였고(Wooldridge, 2010), 종속변수와 동일한 pseudo-log 변환을 적용함으로써 변수 간 해석 체계의 일관성을 확보하였다. 다만 $\ln(\text{gift_cnt}+1)$ 과 $\ln(\text{unsold_cnt}+1)$ 은 모두 엄밀한 로그-로그 탄력성 모형이라기보다 0 값을 포함한 pseudo-log 변환에 해당하므로, 계수는 비율 변화에 대한 근사적 반응 또는 국소적 변화 효과로 해석하는 것이 적절하다(Chen and Roth, 2024).

표 2에 주요 변수의 기초 통계량을 제시하였다. 종속변수인 월간 주택 증여 건수는 평균 59.6건이나 표준편차가 76.1건에 달하고 최솟값 0에서 최댓값 1,055건까지 분포하여, 자치구 및 시점에 따라 상당한 변동성을 보여준다. 인구·사회 요인에서는 자가소유율이 최소 33.8%에서 최대 61.6%까지, 65세 이상 고령 비율 역시 최소 12.4%에서 최대 30.8%까지 분포하여 서울시 내부의 자치구별 인구구조와 자산 보유 구조가 상당히 이질적임을 보여준다. 시장·경제 요인에서는 주택가격상승률이 -4.3%에서 2.8%까지 분포하고, 주담대 금리는 2.32%에서 5.37%까지 변동한 것으로 나타났다. 이는 분석 기간이 주택시장과 금융시장의 다양한 국면을 포괄하고 있음을 보여준다. 세제·정책 요인에서는 d2(투기과열지구)의 평균이 0.564로 나타나 표본 기간의 절반 이상에서 투기과열지구 규제가 적용되었으며, d3(투기지역)는 평균 0.261로 d2보다 적게 지정되었음을 확인할 수 있다. 공급 측면 변수

인 미분양 주택 수는 중앙값이 0인 반면 최댓값이 1,156호에 달해 대부분의 시기에는 미분양이 발생하지 않았으나 특정 시점과 지역에서 공급 측면의 수급 마찰이 집중적으로 나타났음을 확인할 수 있다.

3. 분석 모형 및 절차

본 연구의 관심사는 서울시 주택 증여가 어떠한 구조적 기반 위에서 발생하며, 정책 및 시장 환경 변화에 따라 어떻게 실행되는지를 규명하는 데 있다. 특히 주택 증여 결정 구조가 서울시 하위시장별로 어떻게 다르게 나타나는지를 분석한다. 이를 위해 패널 회귀분석과 군집분석을 결합하여 다음 네 단계의 순차 설계를 적용한다. 첫째, 이원 고정효과(TWFE) 모형으로 서울 전체 평균 결정 요인을 추정한다. 둘째, 최소자승 더미변수(Least Squares Dummy Variable, LSDV) 모형으로 개별 자치구의 고정 효과를 직접 추정해, 기저 수준의 이질성을 진단한다. 셋째, 인구·시장·자산 변수를 기반으로 한 계층적 군집분석을 통해 자치구를 하위시장으로 유형화한다. 넷째, 전체 표본을 유지한 TWFE 모형에 군집 상호작용항을 포함하여 정책 및 공급 신호의 하위시장별 이질적 반응을 식별한다.

1) 평균효과 분석: 이원고정효과(TWFE) 모형

본 연구는 자치구별 불변 특성과 시점별 공통 충격을 동시에 통제하기 위해 자치구 고정효과와 시간 고정효과를 포함하는 이원 고정효과(TWFE) 모형을 사용하였다. TWFE 모형은 관측되지 않는 자치구 고유의 불변 특성과 특정 시점에 모든 자치구에 공통적으로 영향을 미치는 거시적 요인을 통제한 후, 자치구 내 시간적 변동에 기반한 효과를 식별할 수 있다는 장점이 있다. 회귀모형은 식 (1)과 같다.

$$\ln(Gift_{it} + 1) = \mu_i + \lambda_t + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식 (1)에서, $Gift_{it}$ 는 자치구 i 의 t 시점 주택 증여 건수이며, 0값을 포함한 관측치를 유지하기 위해 $\ln(Gift_{it} + 1)$ 형태로 변환하였다. X_{it} 는 인구·사회, 시장·경제, 세제·정책 및 공급 측면 요인으로 구성된 설명변수 벡터를 의미한다. μ_i 는 자치구 고정효과(district fixed effects), λ_t 는 시간 고정효과(time

fixed effects), ϵ_{it} 는 오차항이다. 이 모형에서 추정되는 회귀계수 β 는 동일 자치구 내에서 시간이 변함에 따라 해당 요인이 변할 때 증여 건수의 로그값이 평균적으로 어떻게 변하는지를 나타낸다.

모든 설명변수는 VIF 점검을 통해 다중공선성 문제가 없음을 확인하였다(VIF 1.13~1.72). 조건수는 표준화된 설계 행렬 기준 2.34로 통상적 기준(15 또는 30 미만)을 크게 하회하였다. 모형 선택을 위해 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한 결과, 개체 고정효과 모형과 확률효과 모형의 비교에서는 $\chi^2(7)=35.38(p<0.001)$, 시간 고정효과를 포함한 이원 고정효과 모형과 확률효과 모형의 비교에서는 $\chi^2(7)=34.93(p<0.001)$ 으로 나타나 귀무가설이 기각되었으며, 이에 따라 최종 분석 모형으로 이원 고정효과 모형을 채택하였다. 아울러 패널 데이터의 특성상 발생할 수 있는 자기상관과 이분산성 문제를 완화하기 위해 자치구 단위의 군집화 강건 표준오차를 적용하여 추정치의 신뢰성을 확보하였다.

2) 구조적 기반 분석: 자치구 고정효과(LSDV) 추정

TWFE 모형은 변수 간의 평균적인 인과관계를 파악하는 데 유용하지만, 자치구별로 상이한 증여 수준의 절대적 차이를 직접 식별하기에는 한계가 있다. 특히 고정효과 모형의 평균 차감 방식은 자치구 고정효과를 제거하여 회귀계수(β)를 효율적으로 추정하는 데 초점이 있기 때문에, 개별 자치구의 고유한 수준 차이는 모형 내에서 소거된다. 이에 본 연구는 설명변수의 영향을 통제한 상태에서 각 자치구의 고유한 증여 수준을 정량화하기 위해 최소자승 더미변수(LSDV) 모형을 적용하였다.

LSDV 모형은 자치구 고정효과(μ_i)를 더미변수 형태로 직접 추정하는 방식으로, 자치구별로 내재된 증여 수준을 정량적으로 측정하여 비교할 수 있다. 이러한 고정효과는 장기적 자산 보유 구조, 세대 구성, 지역별 자산 이전 관행 등 시간에 따라 크게 변하지 않는 비관측 요인들이 누적된 결과로 해석할 수 있다.

추정 모형은 식 (2)와 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \sum_{j=2}^N \mu_j D_{ij} + \sum_{t=2}^T \lambda_t T_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 α 는 상수항, D_i 와 T_i 는 각각 자치구와 시점을 나타내는 더미변수이며, μ_i 와 λ_t 는 각 더미변수에 대해 추정된 고정효과를 의미한다. 다중공선성 문제를 방지하기 위해 기준 자치구와 기준 시점을 설정하여 j 와 t 는 2부터 합산하였다. 특히 시점별 고정효과(λ_t)는 모든 자치구에 공통적으로 영향을 미치는 시계열적 외생 충격을 통제하는 역할을 한다. 도출된 자치구별 고정효과 값(μ_i)의 분포를 통해 외생 변수의 영향을 통제 한 후에 지속적으로 높은 증여 수준을 보이는 자치구와 그렇지 않은 자치구를 구분할 수 있다. 이는 자치구 간 이질성의 존재를 시사하며, 후속 단계인 군집분석의 필요성을 제기하는 계량적 근거가 된다.

3) 하위시장 유형화: 계층적 군집분석

본 연구는 자치구 간 구조적 이질성을 식별하기 위해 계층적 군집분석(hierarchical cluster analysis)을 실시하였다. 군집 형성에는 Ward 연결법(Ward linkage method)을 적용하였는데, 이는 군집 간 거리가 아닌 군집 내 분산(within-cluster variance)의 증가량을 기준으로 군집을 결합하는 방법으로, 군집 내 동질성을 최대화하고 군집 간 이질성을 확보하는 데 효과적이다. 서울시 자치구를 유사한 구조적 특성을 가진 하위시장으로 안정적으로 유형화하고자 하는 본 연구의 목적에 부합한 방법이라 할 수 있다.

최적 군집 수는 덴드로그램(dendrogram)을 통해 자치구 간 결합 과정을 시각적으로 확인하고 결합 거리의 급격한 증가 구간을 탐색한 결과와 함께, 실루엣 계수 및 Calinski-Harabasz 지수를 종합적으로 고려하여 결정하였다.

4) 하위시장 이질성 분석: 군집 상호작용 TWFE

자치구 간 구조적 이질성이 주택 증여에 미치는 영향을 식별하기 위해, 전체 표본을 유지한 상태에서 군집 더미와 주요 설명변수 간의 상호작용항을 포함한 TWFE 모형을 적용하였다. 이러한 접근은 두 가지 장점을 가진다. 첫째, 월별 공통 충격(금리, 거시경제 환경, 국가 정책 기조)을 전체 자치구 차원에서 일관되게 통제할 수 있다. 둘째, 군집별로 표본을 분할하지 않으므로써 소표본 문제로 인한 추정량의 비효율성과 표본 오차의 불안정 문제를 완화할 수 있다.

구체적인 회귀 모형은 식 (3)과 같다.

$$\ln(Gift) = \mu_i + \lambda_i + \beta' X + \gamma' d2 + \delta' (d2 \times C_{g(i)}) + \eta' \ln_{unsold} + \zeta' (\ln_{unsold} \times C_{g(i)}) + \epsilon \quad (3)$$

여기서 $C_{g(i)}$ 는 자치구 i 가 속한 군집을 나타내는 더미변수이며, 기준 군집(C_1)을 제외한 나머지 군집에 대한 상호작용 항이 식별된다. 군집 별 한계 효과는 기준 군집에서의 효과 γ 와 η 를 기준으로, 각각 $(\gamma + \delta_g)$ 와 $(\eta + \zeta_g)$ 로 해석된다. 해당 추정치는 두 계수의 선형 결합으로 표현되므로, 표준오차는 계수 간 공분산을 고려한 델타법에 따라 산출하였다(Wooldridge, 2010). 또한 군집 간 효과 차이의 통계적 유의성은 Wald 검정을 통해 확인하였다.

4. 강건성 검증 설계

추정 결과의 신뢰성과 해석의 일관성 확보를 위해 두 가지 강건성 검증을 수행한다. 첫째, 기준 모형의 $d2$ (투기과열지구)를 $d3$ (투기지역), d_index (규제강도 지수)로 각각 대체하여, 규제 효과가 특정 정책 변수의 정의에 과도하게 의존하는지 확인한다. 둘째, 공급 변수를 1기 및 3기 시차 변수로 대체하고, 분석기간을 2017년 이후 및 2020년 이후로 제한한 부분표본 모형을 추가로 추정하였다. 또한 군집 상호작용 모형으로 하위시장별 공급 효과의 방향성과 군집 간 차이가 유지되는지를 확인하였다. 이러한 강건성 검증은 평균효과 분석에서 확인된 규제 효과의 안정성과 함께, 공급 효과의 이질성이 특정 변수 설정이나 표본 구성에 인한 결과가 아님을 확인하는 데 목적이 있다.

IV. 실증분석 결과

본 장에서는 제3장에서 설정한 분석 절차에 따라 순차적으로 실증분석 결과를 제시한다. 1절에서는 이원고정효과(TWFE) 모형을 통해 서울 전체 평균 수준에서 가설 1(자연적 증여 가설), 가설 2(전략적 증여 가설), 가설 3(평균효과 상쇄 가설)을 순서대로 검정한다. 2절에서는 LSDV 분석을 통해 자치구별 증여의 구조적 분포를 확인하고, 계층적 군집분석을 통해 서울시를 네 개의 하위시장으로 유형화한 뒤, 군집 상호작용 모형을 통해 가설 4(하위시장 이질성 가설)를 검정한다.

1. 평균효과 추정 결과

서울시 주택 증여에 영향을 미치는 요인들의 효과를 검토하기 위해 설명변수를 단계적으로 추가한 TWFE 모형을 구성하고, 표 3에서 그 추정 결과를 제시하였다. (1) 기본 모형(B0)은 자연적 요인(45-64세 중년 비율, 65세 이상 고령 비율, 자가소유율)만으로 구성된다. (2) M1은 주택가격상승률을, (3) M2는 매매거래량을, (4) M3는 투기과열지구 지정 변수($d2$)를, (5) M4는 미분양 로그값을 각각 기본 모형에 추가한 모형이다. 최종 모형인 (6) Full은 모든 설명변수를 동시에 투입하였다. 모든 모형은 자치구 고정효과와 월별 시간 고정효과를 통제하였으며, 표준오차는 자치구 수준에서 군집화하여 추정하였다.

가설 1(자연적 증여 가설)의 검정. Panel D의 자연적 요인들은 65세 이상 비율을 제외하고는 전반적으로 약한 설명력을 보인다. 고령 비율 계수는 0.035~0.059 범위에서 일관된 양(+)의 관계를 나타내며, B0·M1·M2·M4에서는 유의($p < 0.05$)한 결과를 보였다. 이는 고령 인구 비중이 높은 자치구일수록 증여가 더 활발하게 나타나는 경향이 있음을 시사하며, 자연적 증여의 구조적 기반과 일정 부분 부합하는 결과이다. 다만 규제 변수($d2$)가 함께 포함된 M3와 Full 모형에서는 유의성이 약화되었으며, 중년 비율과 자가 소유율은 모든 모형에서 유의한 영향을 보이지 않았다.

한편 Overall R^2 는 약 0.45 수준으로 나타난 반면, Within R^2 는 0.01 내외로 낮게 나타났다. 이는 서울시 주택 증여의 변동이 시간적 변화보다는 자치구 간 구조적 차이와 더 밀접하게 관련되어 있음을 보여준다. 즉 고정효과 모형에서 지역 간 장기적 수준 차이가 제거된 이후 자연적 요인의 단기적 변동이 크지 않아 유의성이 약하게 나타난 것으로, 이러한 요인의 영향은 자치구별 기저 수준의 차이에 내재되어 있을 가능성이 있다. 이에 대해서는 후속 절의 LSDV 분석을 통해 추가적으로 검토한다.

가설 2(전략적 증여 가설)의 검정. 분석 기간 중 투기과열지구 지정은 2017년 하반기에 시작되어 2023년 이후 강남·서초·송파·용산 4개 자치구를 제외한 나머지 자치구에서 해제되었다. 본 연구에서 $d2$ 의 식별은 이처럼 자치구 간·자치구 내 제도적 노출이 실질적으로 달라진 도입기와 해제기의 변이를 중심으로 이루어진다. M3에서 투기과열지구 지정($d2$)의 계수

<표 3> 이원고정효과 모형 추정 결과

종속변수: ln(gift_cnt+1)						
변수	(1) B0 통제	(2) M1	(3) M2	(4) M3	(5) M4	(6) Full
Panel A. 시장·경제 요인						
주택가격 상승률		-0.027 (0.057)				-0.010 (0.044)
매매거래량			-2.02e-5 (1.92e-4)			-2.90e-5 (1.94e-4)
Panel B. 세제·정책 요인						
투기과열지구 지정				-0.467*** (0.127)		-0.463*** (0.128)
Panel C. 공급 측면 요인						
미분양 주택 수					0.012 (0.012)	0.011 (0.011)
Panel D. 자연적 요인						
45-64세 중년 비율	-0.052 (0.046)	-0.051 (0.046)	-0.053 (0.043)	-0.031 (0.047)	-0.048 (0.043)	-0.030 (0.046)
65세 이상 고령 비율	0.059** (0.024)	0.058** (0.024)	0.059** (0.024)	0.041 (0.025)	0.053** (0.021)	0.035 (0.023)
자가 소유율	0.033 (0.030)	0.033 (0.030)	0.033 (0.031)	0.042 (0.029)	0.036 (0.031)	0.045 (0.029)
Panel E. 적합도						
R ² Overall	0.449	0.449	0.449	0.453	0.450	0.453
R ² Within	0.004	0.004	0.004	0.011	0.004	0.011
관측치 N	3,000	3,000	3,000	3,000	3,000	3,000

주: 종속변수는 자치구 i의 월 주택 증여 건수의 자연로그값 ln(gift_cnt+1)이다. 모든 사양은 자치구 고정효과(μ_i)와 월별 시간 고정효과(λ_t)를 포함하는 이원 고정효과 모형이며, 괄호 안의 표준오차는 자치구 단위의 군집강건(Cluster-Robust) 표준오차다. B0은 자연적 요인만 포함한 모형이며, M1-M4는 각 설명변수를 B0에 순차적으로 추가한 모형이다. * $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$.

는 $-0.467(p<0.01)$ 이며, Full 모형에서도 $-0.463(p<0.01)$ 으로 거의 변하지 않는다. 이는 규제 지정 시기와 비지정 시기 간 증여 수준의 차이가 로그 척도에서 약 0.46에 달하며, 수준 기준으로 환산하면 약 37%의 격차에 해당한다($\exp(-0.463)-1 \approx -37\%$). 즉 서울시 평균 수준에서 투기과열지구 지정은 주택 증여를 감소시키는 방향으로 작용했다고 해석할 수 있다⁴⁾. 이러한 결과는 규제 강화가 거래 제약과 시장 불확실성을 높여 자산 이전 실행을 유보하거나 축소하는 방향으로 작용할 수 있다는 가설 2의 예측과 일치한다. 또한 이 결과는 주택 증여의 실행 여부와 시기가 제도적 환경에 의해 조정될 수 있음을 보여준다(Bernheim et al., 1985; Poterba, 2001; Joulfaian, 2005).

가설 3(평균효과 상쇄 가설)의 검증. Panel C의 미

분양 주택 수 계수는 M4에서 0.012(0.012), Full 모형에서도 0.011(0.011)로 나타나 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 미분양 변수를 추가하더라도 모형의 설명력이 거의 변화하지 않았으며, 추정 계수 역시 0에 가까운 값을 보였다. 이는 서울시 평균 수준에서는 미분양 증가가 주택 증여와 유의한 연관성을 보이지 않는다는 의미이다. 다만 이를 공급환경 변화가 증여에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 해석하기는 어렵다. 하위시장별로 상이한 방향의 반응이 존재할 경우 평균 효과는 이를 상쇄하여 실제 국지적 반응이 왜곡될 수 있기 때문이다(Card and Krueger, 1994; Imbens and Angrist, 1994). 이에 대해서는 후속 절의 군집 상호작용 분석을 통해 확인한다.

4) 다만 투기과열지구 지정은 대출 규제·전매 제한 등 거래 제약뿐 아니라 종합부동산세·양도소득세 강화 등 세제 변화와도 시기적으로 중첩되어 있어, d2 계수는 지정 자체의 효과만이 아니라 동반된 정책 환경 변화를 반영하고 있을 가능성을 배제하기 어려운 한계가 있다.

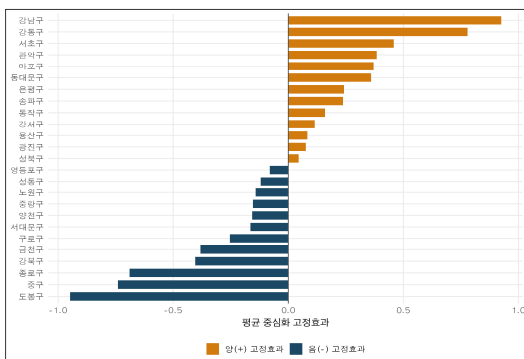
2. 자연적 기반과 전략적 반응의 하위시장 이질성

평균 효과 분석을 통해 고령 비율과 규제 변수를 제외한 대부분의 변수에서 설명력이 제한적임을 확인하였다. 그러나 Overall R²(0.453)에 비해 Within R²(0.011)가 현저히 낮다는 점은, 증여 행태의 변동이 주로 자치구 간 구조적 차이에서 발생하며 시간적 변동의 설명력은 상대적으로 제한적일 가능성을 시사한다. 이에 본 절에서는 LSDV 분석을 통해 자치구별 증여의 구조적 기저 수준을 확인하고, 전략적 요인에 대한 하위시장별 반응의 이질성을 분석한다.

1) LSDV : 자치구별 증여의 구조적 분포

평균 효과 분석에서 변수들의 유의성이 약하게 나타난 결과가 실제로 해당 효과가 미약한 것인지, 아니면 상이한 반응이 평균에서 상쇄된 결과인지를 구분할 필요가 있다. 특히 자연적 요인의 경우 시간에 따른 단기 변동보다는 자치구별 장기적 특성에 반영되어 있을 가능성이 존재한다. 이를 확인하기 위해 LSDV 모형을 활용하여 자치구 고정효과를 직접 추정하고, 자치구별 기저 수준의 차이를 분석하였다. 그림 2는 Full 모형에서 추출한 자치구 고정효과와 분포를 보여준다. 평균 중심화 기준으로 최저값은 -0.948, 최고값은 +0.925로, 로그 척도에서 약 1.87(수준 기준 약 6.5배)에 달하는 자치구 간의 기저 수준 격차가 존재한다. 이는 동일한 월별 공통 충격과 관측 변수를 통제한 이후에도, 자치구별 기저 수준이 크게 다르다는 것을 의미한다 (이우민 외, 2019; 송영선 외, 2024).

<그림 2> 자치구 고정효과(LSDV) 분포

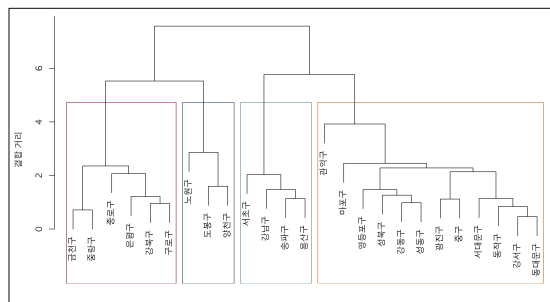


이러한 자치구 간 기저 수준의 격차는 장기적으로 형성된 자산 축적 수준과 지역별 자산 이전 구조가 복합적으로 반영된 결과로 볼 수 있다. 주목할 점은 고정 효과가 상대적으로 높게 나타난 자치구들이 후속 군집 분석에서 확인되는 고가자산 이전형(C1)과 시장유동 반응형(C2)에 집중되는 반면, 고정효과가 낮은 자치구들은 실거주 보유형(C3)과 저유동 축적형(C4)에 주로 분포한다는 점이다. 이는 증여의 구조적 기반이 지역별 자산 가치와 장기적 자산 축적 수준과 밀접하게 관련되어 있을 가능성을 시사한다. TWFE에서 포착되지 않았던 자연적 요인의 영향이 바로 이 기저 수준의 차이에 내재되어 있으며, 이러한 구조적 기반 위에서 전략적 요인, 즉 규제와 공급 마찰이 증여의 시점과 실행 여부를 조정하는 방식으로 작동할 가능성이 있다. 다만 이러한 수준의 차이가 전략적 요인에 대한 반응 구조의 차이까지 의미하는지는 추가적인 검증이 필요하며, 본 연구는 군집 상호작용 모형을 통해 이를 직접 식별한다.

2) 하위시장 유형화(K=4)

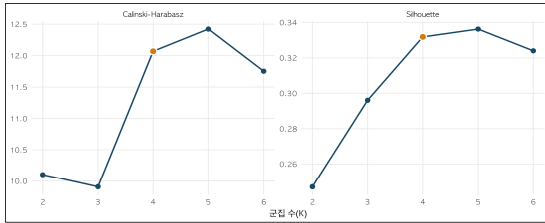
자치구 간 구조적 특성 차이를 파악하고, 하위시장을 유형화하기 위해 계층적 군집분석을 수행하였다. 군집분석에 활용한 변수는 자치구별 45~64세 중년 비율, 자가소유율, 평균 주택가격 및 주택가격지수이며, 이들 변수는 각각 세대 간 자산 이전의 잠재적 기반, 주택자산 보유 구조, 자산 가치 수준 및 지역 주택시장의 가격 추세를 반영한다. 모든 변수는 단위 차이를 제거하기 위해 표준화한 후 Ward 연결법(Ward linkage method)을 적용하였다.

<그림 3> 계층적 군집분석 덴드로그램



<그림 3>은 Ward 연결법에 따른 덴드로그램을, 그림 4는 군집 수 진단 지표를 보여준다. 실루엣 계수는 K=4에서 0.332, K=5에서 0.336로 큰 차이를 보이지 않으며, Calinski-Harabasz 지수 역시 두 경우에서 유사한 수준을 나타낸다. 따라서 K=4 와 K=5 모두 경험적으로 타당한 군집 수로 판단할 수 있다.

<그림 4> 최적 군집 수 진단 지표

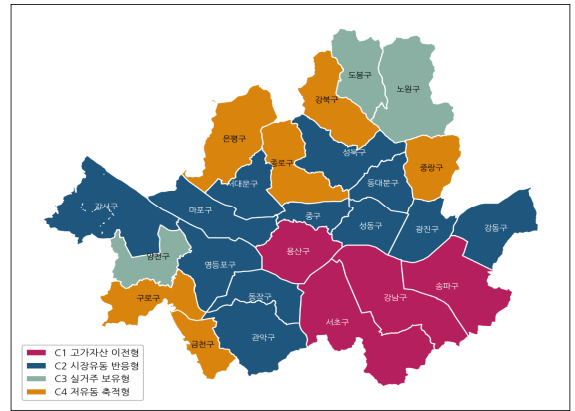


그러나 K=5의 경우 일부 자치구가 단독 군집으로 분리되는 경향이 나타나, 군집 간 비교가능성을 저해하고 이후 회귀분석에서 표본의 불균형 문제가 발생할 가능성이 있었기 때문에 최종 군집 수로 K=4를 채택하였다. 분석 결과 서울시 25개 자치구는 표 4와 같이 네 개의 군집으로 분류되었으며, 군집 별 공간적 분포는 그림 5에 제시하였다.

<표 4> 군집 별 자치구 분포(K=4)

군집	자치구
C1	강남구, 서초구, 송파구, 용산구
C2	강동구, 성동구, 영등포구, 광진구, 마포구, 관악구, 강서구, 동대문구, 동작구, 서대문구, 성북구, 중구
C3	노원구, 도봉구, 양천구
C4	구로구, 강북구, 금천구, 은평구, 종로구, 중랑구

<그림 5> 서울시 자치구 K=4 하위시장 유형도



<표 5> 군집별 하위시장 구조적 특성

변수	C1 고가자산 이전형 (n=4)	C2 중위 시장형 (n=12)	C3 실거주 보유형 (n=3)	C4 저유동 축적형 (n=6)
Panel A. 인구·자산 구조				
45-64세 중년 비율 (%)	30.454	30.165	33.163	32.694
65세 이상 고령 비율 (%)	17.381	19.243	19.647	21.197
자가 소유율 (%)	49.683	45.504	58.420	49.520
평균 주택가격 (천원)	1,452,214	735,687	600,072	544,082
Panel B. 시장 유동성 및 정책 노출				
매매거래량 (건)	572.802	451.785	556.836	413.768
d2(투기과열지구) 지정 비중	0.683	0.542	0.542	0.542
d3(투기지역) 지정 비중	0.683	0.226	0.361	0
Panel C. 증여 수준 및 표본 규모				
월간 증여 건수 평균 (건)	100.129	57.463	49.728	41.747
자치구 수	4	12	3	6
관측치 N	480	1,440	360	720

주: C1-C4는 계층적 군집분석 결과 도출된 군집이며, 각 값은 군집별 평균값이다.

<표 5>는 각 군집의 주요 특성을 요약한 것으로, 군집 간 인구·자산 구조 및 시장 특성의 차이를 보여 준다.

첫 번째 군집 C1(강남구·서초구·송파구·용산구)은 평균 주택가격이 약 14.5억 원으로 가장 높고, 월간 증여 건수 평균도 100.1건으로 네 군집 중 최대이다. 매매거래량과 정책 노출(d2, d3) 역시 가장 높은 수준을 보인다. 이 군집은 자산 가치가 크고 정책 환경에 대한 노출이 높은 만큼, 증여가 세제 부담 완화나 자산 구조 조정 등 장기 포트폴리오 관리 차원에서 이루어질 가능성이 크다. 이러한 특성을 반영하여 '고가자산 이전형'으로 명명하였다.

두 번째 군집 C2(강동구·성동구·마포구 등 12개 자치구)는 대부분의 변수에서 중간 수준을 보인다. 평균 주택가격은 약 7.4억 원으로 해당 기간 서울 평균 수준에 근접하며, 매매거래량과 증여 규모 역시 전반적으로 중간 수준이다. 자가소유율은 45.5%로 네 개 군집 중 가장 낮지만, 인구 구조와 가격 수준과 거래 규모가 모두 특정 방향으로 크게 치우치지 않는다. 이 군집은 서울 주택시장의 평균적 특성을 가장 잘 반영하는 군집이라 판단되어 '중위시장형'로 명명하였다.

세 번째 군집 C3(노원구·도봉구·양천구)은 평균 주택가격이 약 6.0억 원으로 비교적 낮은 수준이지만, 자가소유율이 58.4%로 네 군집 중 가장 높고 45~64세 중년 인구 비중 역시 가장 높다. 자산 가치보다 거주 안정성을 우선하는 가구의 비중이 높고, 보유 주택이 실거주 목적으로 활용되는 경향이 강한 지역으로 해석하여 '실거주 보유형'으로 명명하였다.

네 번째 군집 C4(구로구·강북구·금천구·은평구·종로구·중랑구)는 평균 주택가격(약 5.4억 원), 매매거래량(413.8건), 월간 증여 건수(41.7건)가 모두 가장 낮다. 반면 65세 이상 고령 비중은 21.2%로 가장 높게 나타난다. 고령화가 상당히 진행된 지역임에도 거래와 자산 이전 활동이 상대적으로 제한적으로 나타난다는 점을 볼 때, 자산은 보유하고 있으나 시장 유동성은 낮아 자산 이전으로 연결되지 않는 구조를 보인다. 이러한 특성을 반영하여 '저유동 축적형'로 명명하였다.

이러한 군집 구조를 자연적·전략적 증여의 관점에서 해석하면 다음과 같다. 모든 군집에서 고령화와 보유하고 있는 자산의 이전에 따른 자연적 증여는 공통적으로 발생할 수 있다. 다만 군집 별 자산 수준과 시장 특성에 따라 두 유형의 상대적 비중은 달라질 수 있다.

C1(고가자산 이전형)은 높은 주택가격, 큰 증여 규모, 높은 정책 노출을 보인다는 점에서 자연적 증여에 더해 세제 및 시장 여건에 대응한 전략적 증여가 결합될 가능성이 크다. 반면 C3(실거주 보유형)과 C4(저유동 축적형)은 상대적으로 높은 자가소유율과 고령 인구 비중을 보이지만 자산가격과 시장 활동성이 낮아, 전략적 반응보다는 생애주기적 자산 이전의 성격이 상대적으로 강하게 나타날 가능성이 있다. C2(중위 시장형)은 서울의 평균적 시장 특성을 반영하는 군집으로, 자연적 증여와 전략적 증여가 혼재할 수 있는 중간적 집단으로 볼 수 있다. 다음 절에서는 이러한 구조적 이질성이 실제로 정책 및 공급 변수에 대한 군집별 반응 차이로 나타나는지를 살펴본다.

3) 하위시장별 전략적 증여 반응의 차이

가설 4(하위시장 이질성 가설)의 검정. 표 6은 단일 추정체계 내에서 군집별 반응 차이를 식별하기 위해 군집 상호작용항을 포함한 이원고정효과 모형의 추정 결과를 제시한다.

(1) 규제효과의 군집 간 일관성

투기과열지구 지정(d2)의 군집별 한계효과는 C1에서 $-0.300(p<0.01)$, C2에서 $-0.540(p<0.01)$, C3에서 $-0.387(p<0.05)$, C4에서 $-0.540(p<0.01)$ 으로 나타났으며, 네 하위시장 모두에서 음(-)의 유의한 효과를 보였다. 이는 규제의 억제 효과가 특정 군집에 국한된 결과가 아니라 모든 하위시장에 공통적인 방향임을 확인해 주며, 가설 2의 예측과 일치한다. 다만 억제 강도에는 차이가 있었다. 특히 C1에서는 억제 효과가 상대적으로 약하게 나타났다. 이는 고가자산 중심 하위시장에서 증여에 대한 수요 자체가 강하고(고진수, 2015; 김기홍, 2024), 자산 이전이 단기 규제 변화보다는 장기적 계획에 따라 이루어지는 경향이 있어 규제 지정·해제에 따른 변동이 상대적으로 작게 나타나기 때문으로 보인다. C3는 중간 수준의 억제 효과를 보였으며, C2 및 C4에서는 동일한 규제가 증여 의사결정의 실행 타이밍을 더 직접적으로 제약하는 것으로 나타났다. 군집 간 d2 효과 차이에 대한 Wald 검정 결과는 $F=7.21(p=0.0006)$ 로 통계적으로 유의하였으며, 특히 C1과 C2의 차이는 $F=11.45(p=0.0025)$ 로 유의하게 확인되었다.

<표 6> 군집 상호작용 이원고정효과 추정 결과 및 군집 간 차이 검정

종속변수: ln(gift_cnt+1)				
변수	C1 고가자산 이전형	C2 중위 시장형	C3 실거주 보유형	C4 저유동 축적형
Panel A. 세제·정책 한계효과 (가설2)				
투기과열지구 지정 (d2)	-0.300*** (0.105)	-0.540*** (0.106)	-0.387** (0.169)	-0.540*** (0.165)
예측 부호 (가설2 검정 결과)	< 0 (일치)	< 0 (일치)	< 0 (일치)	< 0 (일치)
Panel B. 공급 측면 한계효과 (가설4)				
미분양 주택 수	-0.037** (0.016)	0.031** (0.013)	-0.021 (0.025)	-0.002 (0.025)
예측 부호 (가설4 검정 결과)	< 0 (일치)	> 0 (일치)	≈ 0 (일치)	≈ 0 (일치)
Panel C. 공통 설명변수				
변수	계수(표준오차)			
45-64세 중년 비율	-0.059 (0.044)			
65세 이상 고령 비율	0.061*** (0.019)			
자가 소유율	0.057** (0.027)			
주택가격 상승률	-0.005 (0.047)			
매매거래량	-0.000 (0.000)			
Panel D. 표본 및 모형				
관측치 N	3,000 (전체 표본 유지)			
자치구 수	4	12	3	6
고정효과(FE)	district FE + Month FE			
표준오차(SE)	Clustered by District			
R ² Overall / R ² Within	0.458 / 0.019			
Panel E. 군집 간 차이 검정(Wald Test)				
항목	F-value	p-value		
d2: 전체 군집 차이 검정	7.21	0.0006		
d2: C1 = C2	11.45	0.0025		
d2: C1 = C4	3.35	0.0796		
ln(unsold+1): 전체 군집 차이 검정	2.24	0.0951		
ln(unsold+1): C1 = C2	8.18	0.0086		
ln(unsold+1): C2 = C3	3.36	0.0794		

주: 종속변수는 ln(gift_cnt+1)이다. 모든 모형은 자치구 및 월별 고정효과를 포함하며, 표준오차는 자치구 단위 군집강건 표준오차이다. Panel E는 군집 간 한계효과 차이에 대한 Wald 검정 결과이다. 개별 Wald 검정은 군집별 한계효과와의 차이가 가장 크게 나타나거나, 가설상 핵심 비교에 해당하는 군집을 중심으로 제시하였다. *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.

(2) 공급 반응의 방향 반전

미분양 주택 수의 군집별 한계 효과는 C1에서 -0.037(p<0.05), C2에서 +0.031(p<0.05), C3에서 -0.021(비유의), C4에서 -0.002(비유의)로 나타났다. 이는 가설 4의 예측과 일치하는 결과이다.

- C1 < 0 (예측 일치) : 고가자산 이전형에서는 미분양 증가가 증여를 억제하는 음(-)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 미분양 누적으로 인한 자산 가격 기대 약화가 증여 시점의 유보로 이어지는 것으로 해석할 수 있다. 고가 주택시장에서는 자산 가치 기대가 이전 의사결정에 중요한 영향을 미친다는 점을 고려할 때(전성제 외, 2024), 시장 침체 신호가 증여 실행을

지연시키는 요인으로 작동했을 가능성이 있다.

- C2 > 0 (예측 일치) : 중위 가격대, 자가 소유율이 가장 낮은 C2(중위 시장형)에서는 미분양 증가가 증여를 촉진하는 양(+)의 효과가 나타났다. 매매 출구가 제한된 상황에서 증여를 대체 경로로 선택하는 유인이 이 군집에서 가장 뚜렷하게 작동한 것으로 보인다(임상빈, 2021; 전성제 외, 2024).

- C3·C4 ≈ 0 (예측 일치) : 실거주 보유형(C3)과 저유동 축적형(C4)에서는 단기 미분양 변동이 증여 결정에 유의한 영향을 미치지 않았다. 이는 자가 소유와 실거주 목적이 상대적으로 강한 두 군집에서 단기적인 공급 충격이 세대 간 자산 이전 결정으로 직접 연결되

지 않음을 의미한다.

한편 Panel C의 공통 설명변수에서는 65세 이상 고령 비율(0.061, $p < 0.01$)과 자가소유율(0.057, $p < 0.05$)이 유의한 양(+)의 효과를 보였다. 이는 자연적 증여 요인의 효과가 평균 모형에서는 하위시장 간 이질성에 의해 부분적으로 가려졌을 가능성을 시사하며, 하위시장 구조를 고려할 때 고령화와 주택자산 보유 기반이 증여 발생의 중요한 구조적 조건으로 작용함을 보여준다.

군집 간 차이에 대한 Wald 검정 결과 역시 이질성을 뒷받침한다. 전체 검정 결과는 $F=2.24(p=0.0951)$ 로 10% 수준에서 유의하였으며, 특히 C1과 C2 간 차이는 $F=8.18(p=0.0086)$ 로 유의하게 나타났다.

위의 결과는 가설 4(하위시장 이질성 가설)을 지지한다. 제1절에서 공급 변수의 평균 효과가 유의하지 않았던 것은 C1의 음(-)의 효과와 C2의 양(+)의 효과가 서로 상쇄된 결과로 볼 수 있다. 이는 평균효과만으로는 하위시장의 이질적 반응을 충분히 포착하기 어렵다는 점을 보여준다(Card and Krueger, 1994; Imbens and Angrist, 1994).

V. 강건성 검증

본 장에서는 앞서 확인된 평균 효과와 군집별 효과가 특정 모형 설정에 과도하게 의존한 결과가 아닌지를 검증한다. 강건성 검증은 두 가지로 구성된다. 첫째, 기준 모형의 정책 변수(d2)를 d3 및 d_index로 대체하여 규제 효과가 특정 변수의 정의에 의존하는지

확인한다. 둘째, 군집 상호작용 모형을 활용하여 공급 변수의 시차를 설정하거나 분석기간을 제한한 부분표본 모형을 추정함으로써, 하위시장별 공급 효과의 방향성과 군집 차이의 안정성을 확인한다.

1. 정책 변수 정의의 대체

<표 7>에서 정책 변수 정의를 대체한 강건성 검증 결과를 제시하였다. 기준 모형에서 투기과열지구(d2)는 음(-)의 방향으로 유의하여(-0.463, $p < 0.01$), 규제 강도가 주택 증여 감소와 관련되어 있음을 재확인할 수 있다.

정책 변수를 투기지역 지정 변수(d3)로 대체한 경우 계수는 0.026(0.075)으로 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 분석기간 동안 양도소득세 증가 등 주요 세제 규제는 조정대상지역 지정만으로도 상당 부분 적용되었기 때문에, 투기지역 지정이 추가적으로 포착하는 독립적인 효과는 제한적이었기 때문일 가능성이 있다. 즉 d3의 비유의성은 규제 효과의 부재라기보다 서울 전체 시장 수준에서 식별 가능한 추가 효과가 뚜렷하지 않았던 결과로 보는 것이 적절하다. 규제강도지수(d_index)를 사용한 경우에는 -0.070(0.040)으로 10% 수준에서 약한 음(-)의 관계를 보였다. 다만 d_index는 조정대상지역, 투기과열지구, 투기지역의 효과를 단순 합산한 지표로, 규제 유형 간 질적 차등을 충분히 반영하지 못해 유의성이 d2에 비해 약화된 것으로 보인다.

종합하면 본 연구에서 확인된 규제 효과는 일반적인 규제 강도 자체의 효과라기보다, 투기과열지구 지정과

<표 7> 정책 변수 대체 강건성 검증

종속변수: $\ln(\text{gift_cnt}+1)$			
변수	(1) 기준 d2 (투기과열지구)	(2) 대안I d3 (투기지역)	(3) 대안II d_index (규제강도)
투기과열지구 지정	-0.463*** (0.128)		
투기지역 지정		0.026 (0.075)	
규제강도지수			-0.070* (0.040)
미분양 로그값	0.011 (0.011)	0.013 (0.011)	0.011 (0.011)
R ² Overall	0.453	0.450	0.450
R ² Within	0.011	0.004	0.006
관측치 N	3,000	3,000	3,000

주: 종속변수는 $\ln(\text{gift_cnt}+1)$ 이다. 모든 모형은 자치구 및 월별 고정효과를 포함하며, 괄호 안은 자치구 단위 군집강건 표준오차이다. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

같이 서울 주택시장의 전반적인 거래 제약 국면을 반영하는 규제가 자산 이전 행동과 어떠한 관련성을 갖는지를 보여주는 결과로 이해할 수 있다(정운오 외, 2008; 주종웅·권영상, 2023; 박성현·서정렬, 2025). 한편 공급 변수 미분양 로그값은 모든 사양에서 유의하지 않았으며, 이는 앞선 분석에서 확인한 하위시장 간 상쇄 구조가 특정 정책 변수 설정에 의존한 결과గా 아님을 보여준다.

2. 공급변수 시차 및 하위시장 상호작용 분석

<표 8>은 공급변수의 시차 설정과 부분표본 구성을 달리한 군집 상호작용 모형의 추정 결과이다. 시차 모형(Lag1, Lag3)은 미분양 변수를 1기 및 3기 이전 값으로 대체하여 사용함으로써, 공급 마찰이 증여 결정에 미치는 효과가 일정한 시차를 두고 나타날 가능성을 검토하였다. 부분표본 모형(Post17, Post20)은 분석 기간을 2017년 이후 및 2020년 이후로 제한한 것으로, 규제 강화 및 코로나 이후 자산 가격 급등기에 국한하여 군집별 반응 구조가 유지되는지를 확인하였다.

방향성의 측면에서 C1은 모든 강건성 검증에서 음(-), C2는 양(+)의 효과를 일관되게 유지하였다. C1은 Full(-0.037, $p<0.01$), Lag3(-0.070, $p<0.05$), Post20(-0.105, $p<0.05$) 모형에서, C2는 Full(0.031, $p<0.05$), Lag1(0.034, $p<0.05$), Lag3(0.040, $p<0.01$) 모형에서 각각 통계적으로 유의하였다. 반면 C3와 C4는 모든 사양에서 유의한 효과가 나타나지 않아 4장의 결과와 일관된 모습을 보였다.

C1과 C2의 한계효과 차이에 대한 Wald 검정 결과, Full($p=0.0086$), Lag1($p=0.0300$), Lag3($p=0.0069$), Post20($p=0.0152$) 모형에서 두 군집의 반응이 통계적으로 유의미하게 다를 수 있음을 확인하였다. 다만 Post17($p=0.2181$) 모형에서는 유의하지 않게 나타났는데, 이는 2015~2016년 표본이 제외되면서 군집 간 미분양 변동의 차이를 식별하기에 충분한 변이가 확보되지 않았기 때문으로 보인다(Wooldridge, 2010).

종합하면 C1의 음(-)과 C2의 양(+)의 방향 반전 구조는 공급변수의 시차 설정과 표본 구성의 변경에도 대체로 일관되게 유지되었다. 이는 4장에서 확인된 공급 효과의 군집 별 차이가 특정 모형 설정이나 표본 구성에 의존하지 않음을 보여주며, 분석 결과의 강건성을 뒷받침한다.

<표 8> 하위시장별 공급 충격 반응의 강건성 검증

종속변수: $\ln(\text{gift_cnt} + 1)$					
변수	(1) Full	(2) Lag1	(3) Lag3	(4) Post17 (2017-2024)	(5) Post20 (2020-2024)
C1 × $\ln(\text{unsold}+1)$	-0.037*** (0.016)	-0.040 (0.025)	-0.070** (0.033)	-0.073 (0.064)	-0.105** (0.044)
C2 × $\ln(\text{unsold}+1)$	0.031** (0.013)	0.034** (0.016)	0.040*** (0.013)	0.013 (0.013)	0.029 (0.027)
C3 × $\ln(\text{unsold}+1)$	-0.021 (0.025)	-0.023 (0.024)	0.014 (0.041)	-0.010 (0.050)	-0.006 (0.047)
C4 × $\ln(\text{unsold}+1)$	-0.002 (0.025)	-0.012 (0.026)	-0.013 (0.024)	0.004 (0.026)	0.001 (0.025)
C1 = C2 (Wald p-value)	0.0086	0.0300	0.0069	0.2181	0.0152
R ² Overall	0.458	0.461	0.461	0.497	0.563
R ² Within	0.019	0.021	0.024	0.032	0.050
관측치 N	3,000	2,975	2,925	2,400	1,500

주: 종속변수는 $\ln(\text{gift_cnt}+1)$ 이다. 모든 모형은 자치구 고정효과와 월별 시간 고정효과를 포함하며, 표준오차는 자치구 단위 군집강건 표준오차이다. C1은 고가자산 이전형, C2는 중위 시장형, C3는 실거주 보유형, C4는 저유동 축적형을 의미한다. Wald 검정은 C1과 C2의 미분양 효과 차이에 대한 검정 결과이다. * $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$.

VI. 결론

본 연구는 서울시 주택 증여가 최근 가격 변동성, 금융 환경 변화, 규제 강화와 같은 외부 충격에 대응하는 전략적 선택으로 나타나고 있음에도 불구하고, 이에 대한 체계적이고 구조적인 실증분석이 충분히 이루어지지 않았다는 문제의식에서 출발하였다. 특히 서울은 자치구별 자산 가치, 인구 구조, 시장 활력도 및 정책 규제 정도에서 편차가 큰 도시이기 때문에, 단일 평균 모형만으로 증여 행태의 내부 이질성을 설명하기 어렵다. 이를 위해 본 연구는 2015년 1월부터 2024년 12월까지 서울시 25개 자치구의 월별 패널 데이터를 구축하고, TWFE, LSDV, 군집분석 및 군집 상호작용 모형을 단계적으로 적용하여 평균 효과와 하위시장별 이질적 반응 구조를 실증적으로 검증하였다.

실증분석의 주요 결과를 가설 구조에 대응하여 정리하면 다음과 같다.

가설 1 (자연적 증여)의 검정 결과. 중년 비율, 고령 비율, 자가소유율 등은 평균 회귀에서 유의성이 낮게 나타났으나, 이는 해당 요인의 영향력이 미미하다는 의미가 아니라, 자치구 고정효과에 흡수되어 단기 변동으로 드러나지 않기 때문이다. 즉 자연적 증여는 단기 변동이 아니라, 자치구 간 증여 수준의 기저를 형성하는 메커니즘으로 기능한다.

가설 2 (전략적 증여)의 검정 결과. 투기과열지구 지정(d2)은 모든 모형에서 일관되게 유의한 음(-)의 효과를 보였으며, 규제 지정 시기와 비지정 시기 간 증여 수준의 차이는 약 37%에 달하였다. 하위시장 분석에서도 이 효과는 공통으로 나타나, 규제의 억제 효과가 특정 지역에 국한된 현상이 아님을 확인하였다. 다만 이 결과는 투기과열지구 지정 자체의 독립적 효과라기 보다는 규제 지정이 수반하는 거래 제약과 시장 불확실성의 복합적 조건 속에서 나타난 조건부 연관성으로 이해하는 것이 적절하다.

가설 3 (평균의 함정-공급 마찰)의 검정 결과. 공급 변수는 서울 전체 평균에서 유의하지 않았으나, 이는 공급이 증여에 영향을 미치지 않는다는 의미가 아니라, 하위시장 간 상이한 방향의 반응이 평균에서 상쇄된 결과로 해석된다.

가설 4 (하위시장 이질성)의 검정 결과. 군집 상호작용 분석에서 공급 효과는 하위시장에 따라 상이한 방향으로 나타난 반면, 규제 효과는 네 군집 모두에서

일관되게 음(-)의 방향이 유지되었다. 이는 공급 충격은 하위시장 구조에 따라 다르게 작동하지만, 규제의 억제 효과는 모든 하위시장에서 비교적 안정적으로 나타남을 의미한다.

이상의 결과는 주택 증여를 단일한 요인이 아니라, 서로 다른 시간적·구조적 차원에서 작동하는 두 가지 메커니즘을 통해 이해할 필요가 있음을 시사한다. 자연적 증여를 결정하는 요인은 구조적 기반으로 작동하며, 규제나 공급과 같은 전략적 증여를 결정하는 요인은 하위시장 조건에 따라 선택적으로 작동할 수 있다. 따라서 서울 주택 증여시장은 자연적 증여와 전략적 증여가 분리된 차원에서 동시에 작동하는 이중 구조로 이해할 수 있으며, 이는 평균 효과만으로는 포착되지 않는 하위시장별 차별적 반응을 설명하는 분석 틀을 제공한다.

이상의 분석 결과는 다음과 같은 정책적 함의를 갖는다. 첫째, 주택 증여는 사적(私的) 자산 이전의 의미를 넘어 주택시장 내 하나의 거래 형태로 기능할 수 있다. 즉 주택 증여는 주택시장 분석의 중요한 구성 요소이며, 다각적인 정책적 접근이 요구된다. 특히 한국과 같이 자산에서 부동산이 차지하는 비중이 높은 여건에서는 주택 증여가 자산 분배 및 세대 간 부의 이전과 밀접하게 연결될 수 있다는 점에서 정책적 중요성이 크다. 둘째, 본 연구는 주택 증여가 동일한 도시 내에서도 하위시장 구조에 따라 상이한 메커니즘을 가질 수 있음을 확인하였다. 이는 하위시장의 특성을 고려한 차별적 정책 설계의 필요성을 시사한다. 셋째, 일부 하위시장에서 공급 제약이나 거래 마찰이 증여로의 경로 전환을 유발할 수 있다는 점을 고려할 때, 향후 정책 설계에서는 매매-증여-보유를 포함한 자산 이동 전반의 구조적 연계를 고려할 필요가 있다.

본 연구의 주요 기여는 다음과 같다. 첫째, 기존의 증여 연구들이 주로 세제 변화에 주목하거나 설문조사에 의존하여 분석해 온 것과 달리, 본 연구는 실제 거래 데이터를 활용한 실증분석을 통해 주택 증여의 결정 메커니즘을 규명하였다. 이를 통해 주택 증여를 관찰 가능한 시장 형태로 분석하는 근거를 제시하였다. 둘째, 기존의 선행연구를 종합하여 주택 증여를 자연적 증여와 전략적 증여라는 두 범주로 구분하고, 이를 하나의 분석 틀로 체계화하였다. 이는 개별 연구에서 분산적으로 논의되던 자산 이전 동기를 통합적으로 설명할 수 있는 개념적 틀을 제시했다는 점에서 의의가 있

다. 셋째, 본 연구는 주택 증여가 동일한 도시 내에서도 유사하게 나타나지 않으며, 하위시장 구조에 따라 상이한 반응을 보인다는 점에 주목하였다. 특히 군집 기반 상호작용 분석을 통해 공급 충격이 하위시장별로 상반된 방향으로 작동하여 평균의 함정이 발생함을 실증함으로써 평균효과 중심 접근의 한계를 보완하였다.

한편 본 연구는 서울시를 대상으로 한 분석이라는 점에서 일반화에 한계가 있으며, 정책 변수를 투기과열지구 지정 여부라는 더미 변수로 단순화하여 다층적인 세제 조합이나 정책 강도의 차이를 세밀하게 반영하지 못하였다. 또한 자치구 단위의 집계 자료를 활용함으로써 가계 단위의 미시적 동거나 신탁 및 법인 명의 등을 통한 자산 이전 경로 등을 상세히 포착하지 못한 점은 한계로 남는다. 향후 연구에서는 정책 예고 효과를 정밀하게 측정할 수 있는 이벤트 스터디(Event Study)나 공간적 상호작용을 반영한 모형, 혹은 머신러닝을 활용한 비선형적 관계 분석 등을 통해 연구의 외연을 넓힐 필요가 있다. 이러한 연구의 확장은 자연적·전략적 증여의 이원 틀을 가계 차원에서 검증하고, 서울 하위시장 분절이 실제 가구 의사결정에서 어떻게 재현되는지를 드러낼 수 있을 것이다.

논문접수일 : 2026년 2월 11일

논문심사일 : 2026년 4월 7일

게재확정일 : 2026년 5월 8일

참고문헌

1. 강정구·김지원·마강래, “자산의 세대 간 유사성에 관한 연구 : 순자산과 부동산자산을 중심으로”, 「국토계획」 제58권 제1호, 2023, pp. 119-132
2. 고윤성, “인구구조 변화에 따른 상속세 및 증여세의 문제점 및 개선방안”, 「세무학연구」 제41권 제1호, 2024, pp. 167-189
3. 고진수·김준형·강민규, “서울 중고령가구의 주택자산 이전에 관한 연구”, 「서울도시연구」 제16권 제1호, 2015, pp. 41-55
4. 김기홍, “세대 간 상속·증여에 관한 연구-재무상태와 금융역량을 중심으로-”, 상명대학교 박사학위논문, 2024
5. 김낙년, “한국에서의 부와 상속, 1970-2014”, 「경제사학」 제64호, 2017, pp. 127-160
6. 김서현·박성욱·최용원, “서울변경과 주택 증여”, 「세무와 회계저널」 제24권 제4호, 2023, pp. 103-128
7. 김영민, “아파트 증여에 영향을 미치는 요인 분석: 세종특별자치시를 중심으로”, 「시장경제연구」 제50권 제3호, 2021, pp. 99-118
8. 김정주·금현섭, “시간영역에서의 하위주택시장 구분 방법론에 관한 연구”, 「정책분석평가학회보」 제25권 제1호, 2015, pp. 193-210
9. 류연택, “서울 하위주택시장 및 주택여과 과정의 공간적 차이 (1988-2000)”, 「한국도시지리학회지」 제13권 제1호, 2010, pp. 89-108
10. 박성현·서정렬, “주택가격 급등기 아파트 증여 영향요인 분석: 부동산 규제 특성 중심으로”, 「주택연구」 제33권 제1호, 2025, pp. 5-32
11. 배진희·이재수, “주택시장 규제가 권역별 하위시장에 미치는 효과 분석: 서울 강남권과 동북권 아파트 매매가격 사례”, 「부동산학연구」 제28권 제4호, 2022, pp. 71-92
12. 배희선, “중·노년기 가계의 성인 자녀에 대한 경제적 자원의 이전시기와 이전여부: 증여와 상속을 중심으로”, 「Financial Planning Review」 제1권 제1호, 2008, pp. 47-79
13. 송영선·최성경·이창무, “부동산 과소거래시장의 하위시장 가격지수 작성을 위한 계층 모형의 활용 방안” 「국토계획」 제59권 제1호, 2024, pp. 103-120
14. 오예성·이호진·황세진, “주택 양도소득세의 동결효과에 관한 연구: 강남3구의 주택매매와 가격변동을 중심으로”, 「부동산·도시 연구」 제13권 제1호, 2020, pp. 63-83
15. 이우민·김경민·김진석, “주택정책에 따른 서울 자치구별 주택시장 반응에 대한 연구”, 「한국경제지리학회지」 제22권 제4호, 2019, pp. 555-575
16. 임상빈, “주택시장에서 증여 증가 현상과 정책적 시사점”, 「TIP Tax Issue Paper」 제39호, 2021, pp. 1-14
17. 전성제·최진도·김지애·이수옥·최진·황관석, “상승기 주택시장 참여자들은 어떻게 행동했을까?: 주택가격 상승기 시장참여자 행태와 시사점”, 「국토정책 Brief」 제970호, 2024, pp. 1-8
18. 정운오·박성욱·이성실, “종합부동산세 및 배우자 증여재산 공제의 변화가 부동산 증여에 미친 영향”, 「세무학연구」 제25권 제4호, 2008, pp. 29-51
19. 조성신, “같은 서울인데 ‘서초 25억원 vs 도봉 5억’... 아파트값 격차 이유는 결국”, 「매일경제」, 2025. 1. 31
20. 주종용·권영상, “주택가격 상승기의 부동산 규제정책이 투자 심리와 주택가격에 미치는 영향: 서울시를 중심으로”, 「부동산 분석」 제9권 제2호, 2023, pp. 1-31
21. 차경욱·정다운·구윤혜, “중장년층의 상속·증여의향에 관한 연구: 노후준비여부의 조절효과를 중심으로”, 「소비자학연구」 제29권 제4호, 2018, 215-237.
22. 통계청·한국은행, 「2024 가계금융복지조사」, 통계청, 2024
23. 하은혜·이건학, “시계열 군집 분석을 활용한 주택 하위시장 유형화: 수도권 아파트의 매매가격지수를 중심으로”, 「한국지도학회지」 제24권 제3호, 2024, pp. 29-44
24. Becker, Gary S., “A Theory of Social Interactions,” Journal of Political Economy, Vol. 82 No. 6, 1974, pp. 1063-1093
25. Bernheim, B. Douglas, Shleifer, Andrei and Summers, Lawrence H., “The Strategic Bequest Motive,” Journal of Political Economy, Vol. 93 No. 6, 1985, pp. 1045-1076
26. Bourassa, Steven C., Hamelink, Foort, Hoesli, Martin and MacGregor, Bryan D., “Defining Housing Submarkets,” Journal of Housing Economics, Vol. 8 No. 2, 1999, pp. 160-183
27. Card, David and Krueger, Alan B., “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” American Economic Review, Vol. 84 No. 4, 1994, pp. 772-793
28. Chen, Jiafeng and Roth, Jonathan, “Logs with Zeros? Some Problems and Solutions,” The Quarterly Journal of Economics, Vol. 139 No. 2, 2024, pp. 891-936
29. De Nardi, Mariacristina, “Wealth Inequality and Intergenerational Links,” Review of Economic Studies, Vol. 71 No. 3, 2004, pp. 743-768
30. Goodman, Allen C. and Thibodeau, Thomas G., “Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy,” Journal of Housing Economics, Vol. 12 No. 3, 2003, pp. 181-201
31. Goodman, Allen C. and Thibodeau, Thomas G., “Housing Market Segmentation,” Journal of Housing Economics, Vol. 7 No. 2, 1998, pp. 121-143
32. Hurd, Michael D., “Savings of the Elderly and Desired Bequests,” American Economic Review, Vol. 77 No. 3, 1987, pp. 298-312
33. Imbens, Guido W. and Angrist, Joshua D., “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects,” Econometrica, Vol. 62 No. 2, 1994, pp. 467-475
34. Joulfaian, David, “Choosing between gifts and bequests: How taxes affect the timing of wealth transfers,” Journal of Public Economics, Vol. 89 Issues 11-12, 2005, pp.

2069-2091

35. Kotlikoff, Laurence J. and Summers, Lawrence H., "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 89 No. 4, 1981, pp. 706-732
36. Modigliani, Franco and Brumberg, Richard, "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," In Kurihara, K.K. (ed.), *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, 1954, pp. 388-436
37. Poterba, James, "Estate and Gift Taxes and Incentives for Inter Vivos Giving in the US," *Journal of Public Economics*, Vol. 79 No. 1, 2001, pp. 237-264
38. Rothenberg, Jerome, Galster, George C., Butler, Richard V., and Pitkin, John R., *The Maze of Urban Housing Markets: Theory, Evidence, and Policy*, University of Chicago Press, 1991
39. Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.), MIT Press, 2010

<국문요약>

서울시 주택 증여의 자연적·전략적 결정 구조와 하위시장 이질성 분석

이 현 진 (Lee, Hyeon-Jin)

이 상 근 (Lee, Sang-Gun)

본 연구는 서울시 주택 증여를 고령화와 자산 축적에 따른 장기적 세대 간 자산 이전인 자연적 증여와 정책 및 시장 환경 변화에 대응하는 전략적 증여가 결합된 현상으로 개념화하였다. 이를 위해 2015년부터 2024년까지 서울시 25개 자치구의 월별 균형패널 자료를 구축하고, 이원고정효과(TWFE) 모형, 최소자승더미변수(LSDV) 모형, 계층적 군집분석 및 군집 상호작용 TWFE 모형을 활용하여 분석하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 자연적 요인은 단기적 변동에 대한 설명력은 제한적이었으나 자치구 간 지속적인 기저 수준 차이에 반영되어 장기적 구조효과로 작동하는 것으로 나타났다. 둘째, 투기과열지구 지정 시기에는 주택 증여 수준이 약 37% 낮게 나타났으며, 그 정도는 하위시장별로 상이하였다. 셋째, 미분양 재고의 평균효과는 통계적으로 유의하지 않았으나, 중위시장형 군집에서는 매매시장의 대체효과를 통해 증여를 증가시킨 반면 고가자산 이전형 군집에서는 가격 기대 약화에 따른 이전 지연으로 증여를 감소시키는 등 상반된 반응이 확인되었다.

종합하면 서울시 주택 증여는 자연적 증여와 전략적 증여가 서로 다른 방식으로 상호작용하는 이질적 하위시장의 결과로 이해할 수 있다. 이에 따라 향후 주택정책은 하위시장별 자산 구조, 시장 유동성, 공급 측면의 마찰을 함께 고려할 필요가 있다.

주 제 어 : 주택 증여, 세대 간 자산 이전, 전략적 증여, 이원고정효과모형(TWFE), 하위시장 이질성