



서울시 부동산 증여의 세대 간 이전 구조와 정책 반응의 이질성

Intergenerational Transfer Structure and Heterogeneous Policy Responses in Seoul Real Estate Gift Transfers

황범석* · 장문준**

Beom-seok Hwang · Moon-joon Chang

▮ Abstract ▮

This study analyzes the intergenerational asset transfer structure of real estate gift transfers in Seoul, Korea, and the heterogeneity of policy responses during a period of rapid housing price escalation and intensive tax regulation. The methods include Pearson cross-correlation analysis, cross-correlation functions, mean difference tests, and a Box-Tiao-based intervention regression model with Newey-West standard error and auto regressive moving average (ARMA) error robustness checks. The findings are as follows: First, the correlation between donors in their 60s and donees in their 30s reached 0.983, suggesting that parent-to-child transfer is dominant, whereas the strong female concentration among donees aged 60 years and above points to the existence of intragenerational (spousal) transfers. Second, the intervention regression showed that the 7.10 tax measures triggered a temporary surge (pulse) of +424.6%, whereas the carryover taxation extension to 10 years induced a permanent decline (step) of -61.1%. Donors in their 50s and donees in their 20s demonstrated the most extreme responses, whereas those aged 70 years and above were relatively muted, indicating distinct heterogeneity across generations. Third, even after controlling for policy shocks over 16 years, this study provides the first quantitative evidence of the December gift concentration effect, whereby transfer volumes increased structurally by 82.1% in December. This study is the first to use bidirectional donor-donee data from the Supreme Court Registry Information Portal (2010. 01.-2026. 03.) to analyze the intergenerational structure of gift transfers and the impact of tax policies targeting multi-property owners in Seoul. The findings offer policy implications for developing a capital gains tax exit strategy to mitigate the endowment effect and loss aversion and for refining tax policy across acquisition, holding, and disposition.

Keywords: Real estate gift transfer, Strategic gifting, Real estate regulatory policy, Intervention analysis, December bunching in gift transactions

* 서강대학교 일반대학원 부동산협동과정 박사과정(주저자) | Ph.D. Student, Interdisciplinary Program in Real Estate, Graduate School, Sogang University | First Author | bshwangtax@naver.com |

** 서강대학교 일반대학원 부동산협동과정 박사과정(교신저자) | Ph.D. Student, Interdisciplinary Program in Real Estate, Graduate School, Sogang University | Corresponding Author | mjchang@sogang.ac.kr |

1. 서론

1. 연구의 배경과 목적

최근 서울 부동산 시장에서 증여는 단순한 가족 간 자산 이전을 넘어 규제정책에 대한 시장 참여자들의 전략적 대응 수단으로 부상하고 있다. 대법원의 등기정보광장 자료¹⁾에 따르면 서울시 소유권이전등기(증여) 건수는 2010년 월평균 약 1,200건에서 2020년 7월 단월 기준 수증인 12,236건(평균의 5.7배)이라는 이례적 수치를 기록하였다. 이는 다주택자 양도소득세 중과(최고 75%), 종합부동산세 인상(최고 6%), 취득세 중과(최고 12%) 등 2017년 이후 강화된 세제 규제와 밀접하게 연관된 것으로 보인다.

부동산 증여의 핵심적 특징은 세대 간 자산이전(intergenerational asset transfer)이라는 점이다. 고령의 자산보유자가 자녀 세대에게 부동산을 이전하는 과정에서 증여자(증여인)와 수증자(수증인)의 연령 구조는 이전의 방향성과 동기를 직접적으로 반영한다. 그러나 기존 연구들에서 증여인과 수증인을 동시에 포괄하는 양방향 분석은 시도되지 않았다.

이에 본 연구는 다음의 세 가지 연구 질문에 답하고자 한다. 첫째, 서울시 부동산 증여의 세대 간 구조는 어떠한가? 둘째, 서울시 부동산 증여의 세대 내 구조는 어떠한가? 셋째, 주요 부동산 규제정책 충격은 서울시 부동산 증여에 어떠한 영향을

미치는가?

본 연구가 분석 대상을 서울시로 한정된 이유는 다음과 같다. 첫째, 서울은 분석기간 중 투기과열지구·조정대상지역으로 지정되어 종합부동산세·양도소득세·취득세 등 수요억제형 규제가 전역에 걸쳐 가장 강도 높게 적용되었다. 그러므로 정책 충격에 대한 시장 반응을 식별하기에 적합하다고 판단하였다. 둘째, 고가주택 비중이 높아 증여를 통한 전략적 자산 이전의 유인이 가장 크게 나타날 것으로 기대되는 지역이다. 셋째, 단일 광역행정구역으로서 시장의 동질성이 확보된다. 다만 이러한 서울의 특수성은 부동산 증여의 전반적인 특징을 일반화하는 데에 제약으로 작용할 수 있으며, 이는 제V장에서 연구의 한계로 논의한다.

본 연구는 등기정보광장의 부동산 증여인 현황과 수증인 현황 데이터를 확보하여, 2010년 1월부터 2026년 3월까지 총 195개월의 서울시 부동산 증여 및 수증 관련 월별 데이터를 구축하였다. 각 데이터는 7개 연령대(10대 이하, 19~29세, 30~39세, 40~49세, 50~59세, 60~69세, 70세 이상)와 성별(남/여)로 구분되어 있다. 이러한 양방향 데이터는 기존 연구에서 활용되지 않은 새로운 분석 단위이다.

분석방법으로는 첫째, 증여인-수증인 교차 상관분석을 통해 세대 간 이전의 방향성과 강도를 정량화하는 한편 시차별 교차 상관함수를 계산하여 증여와 수증의 동시성이 발생하는지 확인한다. 둘째, 12월과 비(非)12월간의 모수 및 비모수

1) 등기정보광장(data.iros.go.kr)은 법원행정처가 운영하는 등기 데이터 공개 포털로, 전국 등기소에 접수된 등기 신청 사건을 전수 집계하여 공표하는 행정자료이다. 본 연구는 그중 '소유권이전등기(증여) 신청 현황'의 서울특별시 월별 증여인(등기의무자) 및 수증인(등기권리자) 연령별·성별 인원수 자료를 활용하였다.

적 평균 차이 검정을 통하여 서울시 부동산 증여 시장의 “12월 쏠림 현상”이 존재하는지 확인한다. 셋째, Box and Tiao(1975)의 개입분석(intervention analysis) 개념에 기초하여 pulse형 · step형 개입변수를 포함한 개입회귀모형(intervention regression model)을 추정함으로써 부동산정책 충격이 세대 간 증여에 어떤 영향을 미치는지 분석한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장에서 연구배경과 목적을 제시하고, 제 II 장에서 이론적 배경과 선행연구를 검토한다. 제 III 장에서는 서울시 부동산의 연령별 증여 패턴을 분석하고 제 IV 장에서는 부동산 정책이 증여에 미치는 영향에 대해 고찰한다. 마지막 제 V 장에서 본 연구 요약 및 정책 시사점을 제시하며 본고를 마무리한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 이론적 배경

세대 간 자산 이전은 생애주기 가설(life-cycle hypothesis)의 관점에서 이론적으로 설명된다. Modigliani and Brumberg(1954)에 따르면 개인은 생애 전체에 걸쳐 소비를 평활화하기 위해 근로기에 자산을 축적하고 은퇴 이후 이를 소진하는데, 이 과정에서 잔여 자산이 다음 세대로 이전된다. 본 연구에서 증여인의 86.4%가 50대 이상 고령층이라는 실증 결과는 이러한 생애주기적 자산 이전 패턴과 부합한다.

그러나 자산 이전이 단순히 생애주기적 잔여의

수동적 귀결인지, 아니면 전략적 동기에 의한 능동적 선택인지는 구분이 필요하다. Bernheim et al.(1985)는 전략적 유산 동기(strategic bequest motive)를 제시하여, 부모가 자산 이전의 시기와 규모를 의도적으로 조정함을 이론화하였다. 특히 세제 환경의 변화는 이러한 전략적 의사결정에 핵심적 영향을 미치는데, Joulfaian(2005)은 미국의 유산세(estate tax) 데이터를 분석하여 세제 환경이 생전 증여와 사후 상속 간의 선택, 그리고 자산 이전의 시점 결정에 결정적 역할을 함을 실증하였다. 본 연구에서 분석하는 부동산 증여의 폭증은 이러한 세제 유인에 의한 전략적 자산 이전의 전형적 사례에 해당한다.

한편, 자산보유자가 세제 강화에 직면하여 매각 대신 증여를 선택하는 행태는 행동경제학의 관점에서도 설명된다. Thaler(1980)의 보유효과(endowment effect)에 따르면 개인은 자신이 소유한 자산의 가치를 시장가치보다 높게 평가하여 처분을 꺼리는 경향이 있으며, 손실회피(loss aversion) 편향으로 인해 세금 부담이라는 확정적 손실을 회피하기 위해 매각보다 증여를 택할 수 있다. 또한 Case and Shiller(2003)가 제시한 외삽적 기대(extrapolative expectation)는 과거 가격 상승이 미래에도 지속될 것이라는 믿음이 자산 처분을 더욱 지연시키는 기제로 작용한다. 본 연구의 정책적 시사점에서 다주택자의 양도소득세 출구 전략이 필요하다는 주장은 이러한 행동경제학적 기제에 기초한 것이다.

이상의 이론적 논의를 종합하면, 부동산 증여는 생애주기적 자산 승계, 세제 환경에 대한 전략적 대응, 그리고 행동경제학적 편향이 복합적으

로 작용한 결과로 이해할 수 있다. 본 연구는 이러한 이론적 틀에 기반하여 서울시 부동산 증여의 세대 간 이전 구조를 분석하고, 정책 충격에 대한 연령대별 반응의 이질성을 실증적으로 검증한다.

2. 선행연구 검토

부동산 조세정책과 증여의 상관관계를 실증한 대표적 초기 연구로 정운오 외(2008)가 있다. 이들은 2005년 종합부동산세 도입과 배우자 증여 공제 확대가 다주택자의 조세 회피 동기를 자극하여 부동산 증여 비중을 크게 증가시켰음을 실증하였다. 그러나 해당 연구는 증여 등기 건수의 상승을 확인하였으나 수증자와 증여자의 연령대를 구분하지 않아 증여의 방향성을 규명하지 못한 한계가 있다.

김영민(2021)은 세종시를 대상으로 아파트 증여에 영향을 미치는 요인을 분석하여, 증여 주체인 60대 인구증가율이 증여에 양(+)의 영향을 미치는 반면, 자산 축적기에 있는 50대는 음(-)의 영향을 미침을 확인하여 연령대별 증여 행태의 차이를 실증하였다. 그러나 해당 연구는 부동산 정책 충격에 따른 증여 급증 현상을 규명하지 못하였다는 한계를 가진다.

주중용 · 권영상(2023)은 문재인 정부 시기의 부동산 규제정책을 4가지 유형으로 지수화하여 대출이나 제도 규제보다 조세정책이 시장 참여자의 투자심리를 억제하는 가장 강력한 기제임을 실증하였다. 그러나 해당 연구는 조세 충격이 거시적인 주택가격 안정에 미치는 경로에 집중하였을 뿐, 다주택자들이 전략적 증여를 택하는 미시적

우회경로까지는 규명하지 못하였다.

박성현 · 서정렬(2025)은 전국 85개 시 패널 데이터를 통해 종합부동산세 부담 증가와 규제지역 지정이 매물 잠김을 유발하고, 조세 회피 목적의 아파트 증여를 급증시켰음을 실증하였다. 해당 연구는 ‘규제의 역설’을 거시적 지표로 입증했다는 의의가 있으나, 증여 거래의 총량적 증가만을 포착하였을 뿐 실제 자산이 어떤 세대에서 어떤 세대로 이동하였는지 그 미시적 방향성을 규명하지 못하였다.

이현진(2025)은 다주택자 규제 강화 시기에 나타난 부동산 증여를 전략적 증여로 명명하고 이것이 일반적인 자연적 증여와 구별됨을 지적하였다. 또한 군집별 분석을 통하여 부동산 정책에 따라 군집별 증여 패턴이 다름에 대해 계량적으로 실증하였다. 본 연구는 이러한 증여 동기의 이원화 논리에 기반하여 서울시 부동산에 대한 일반적인 증여의 패턴을 분석하는 한편 부동산 정책에 따라 전략적 증여의 패턴이 어떻게 바뀌는지에 대해 계량적으로 실증한다.

3. 선행연구와의 차별성

본 연구는 선행연구에 비하여 다음과 같은 차별성을 가진다. 첫째, 등기정보광장의 증여인과 수증인 현황 자료를 동시에 확보하여 양방향 연령 매칭 분석을 최초로 수행한다. 기존 연구는 수증자 또는 증여자 한쪽만 분석하였으나, 본 연구는 양측을 동시에 분석하여 부동산 세대 간 이전의 방향성을 추론한다. 둘째, 성별이 구분된 데이터 분석을 통해 연령별 수증자의 성비를 최초로 분석

한다. 셋째, 12월 증여 실흘현상을 다층적 검정으로 분리·검증하여 부동산 증여의 연말 실흘 현상을 최초로 확인한다. 넷째, 개입분석(Box and Tiao, 1975)의 개념에 기반한 개입회귀모형을 적용하여 정책 충격을 일시적 효과(pulse)와 영구적 수준 변화(step)로 구분하고, 연령대별 반응의 이질성을 확인한다.

III. 증여패턴 분석

1. 기초통계량

분석 대상 데이터는 등기정보광장의 서울시 부동산 연령별 증여자 데이터와 수증자 데이터를 2010년 1월 1일부터 2026년 3월까지로 하였다. 해당 데이터는 10대 이하부터 70대 이상까지 총 7개의 구간으로 구분되어 있으며 증여자 및 수증자의 성별 구분이 가능하다. 자료의 단위는 월별 증여·수증인 인원수(명)이다.

데이터 분석 결과 증여인은 70대 이상(39.5%), 60대(27.9%), 50대(19.0%) 순으로 고령층이 전체의 86.4%를 차지한다. 반면 수증인은 40대(25.3%), 50대(20.8%), 30대(20.6%) 순으로 중년층이 66.7%를 차지하여, 양측의 연령 구조가 뚜렷하게 대조적이다. 증여인 70대 이상의 첨도(5.06)가 다른 연령대(50대 53.16, 60대 19.72)에 비해 현저히 낮아, 정책 충격에 덜 민감한 자연적 증여의 특성을 시사한다(〈표 1〉).

2. 정상성 검정

본격적인 상관분석에 앞서, 증여 및 수증 데이터의 정상성 검증을 위하여 ADF(augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 시행하였다.²⁾ 분석을 위해 비중이 10% 미만의 증여인 또는 수증인 연령대를 제외하고 분석하였다. 검정 결과, 분석대상 변수는 수준 상태에서 단위근이 존재하였으나, 1차 차분(1st difference)을 거친 후 1% 유의수준(***)에서 귀무가설을 기각하여 정상성을 확보하였다. 따라서 해당 변수들은 1차 적분(I(1)) 시계열임이 확인되었으며, 본 연구에서는 가짜 회귀(spurious regression)의 오류를 방지하기 위하여 I(1) 변수들의 경우 1차 차분한 자료를 분석에 활용하였다(〈표 2〉).

3. 증여 패턴 분석(세대 간)

본 자료는 연령대별 집계자료로서 개별 증여건의 증여인-수증인 가족관계를 직접 확인할 수 없다. 따라서 이하의 분석은 연령대 간 동조성에 기반한 간접적 추론에 해당하며, 해석 역시 이 범위를 넘지 않도록 한다. 증여 패턴 분석을 위해, 다음 2가지 기준을 동시에 충족하는 핵심 연령대를 도출하였다.

첫째, 증여인 또는 수증인 비중이 10% 이상인 연령대를 선정하였다. 비중이 10% 미만인 연령대는 전체 증여 패턴에 대한 설명력이 제한적이다. 이 기준에 의해 증여인은 50대(19.0%), 60대

2) ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정의 시차는 최대 12를 상한으로 설정하고 BIC(Bayesian information criterion)를 기준으로 최적 시차를 선정(Schwert, 1989).

〈표 1〉 기초통계량(단위: 서울시 월별 인원수, 명)

변수명	평균	표준편차	최소	최대	첨도	왜도
10대 이하(증여인)	2.4	5.4	0	64	89.48	8.39
20대(증여인)	15.1	9.2	2	55	2.27	1.29
30대(증여인)	73.6	37.4	21	415	35.39	4.32
40대(증여인)	157.5	107.3	34	1,281	62.04	6.34
50대(증여인)	347.4	278.1	82	3,141	53.16	5.96
60대(증여인)	509.9	394.9	145	3,553	19.72	3.60
70대 이상(증여인)	722.6	407.0	200	2,543	5.06	2.07
증여인 총합	1,828.5	1,155.2	499	10,817	20.15	3.61
10대 이하(수증인)	79.0	77.6	6	597	13.35	3.15
20대(수증인)	245.4	234.5	47	2,190	25.59	4.06
30대(수증인)	443.6	341.4	104	3,055	19.28	3.59
40대(수증인)	543.7	349.9	141	2,565	8.44	2.62
50대(수증인)	446.6	219.4	157	1,935	12.31	2.84
60대(수증인)	260.7	140.9	83	1,269	13.65	2.85
70대 이상(수증인)	132.1	71.1	41	625	12.08	2.61
수증인 총합	2,151.1	1,372.7	591	12,236	16.20	3.27

주 : 1) 관측치 195개월(2010. 01~2026. 03).

2) 동일인이 복수의 부동산을 증여 및 수증하는 경우 중복 집계될 수 있음. 수증인 총합(2,151.1)이 증여인(1,828.5)보다 17.6% 많아 1인 다수 증여 존재.

(27.9%), 70대 이상(39.5%)이, 수증인은 20대(11.4%), 30대(20.6%), 40대(25.3%), 50대(20.8%), 60대(12.1%)가 선별된다.

둘째, 증여인 X대와 수증인 Y대 간의 피어슨 상관계수(Pearson product-moment correlation coefficient)가 $r > 0.95$ 인 매칭에 포함되는 연령대 중 1차 차분 후 상관계수가 가장 높은 연령대를 선정하였다. 피어슨 상관계수는 두 변수 간 선형적 동조 관계의 방향과 강도를 -1에서 +1 사이의 값으로 측정하는 통계량으로 다음 (식 1)과 같이 정의된다.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (\text{식 1})$$

$r > 0.95$ 는 두 시계열이 거의 완벽하게 같은 방향으로 움직임을 의미한다. 다만 시계열 자료는 관측치 간 독립성이 확보되지 않아 상관계수의 통계적 유의성(p값)이 과대평가될 수 있다. 그러므로 본 연구는 유의성 자체보다 매칭 간 상대적 크기의 비교를 중심으로 해석한다.

또한 증여인·수증인 통계는 동일한 등기 사건

〈표 2〉 단위근 검정 결과

변수	ADF(수준)	판정	ADF(1차 차분)	판정	적분 차수
증여인 50대	-1.879	I(1)	-4.436	I(0) ^{***}	I(1)
증여인 60대	-1.682	I(1)	-4.599	I(0) ^{***}	I(1)
증여인 70대+	-1.470	I(1)	-5.928	I(0) ^{***}	I(1)
증여인 총합	-1.612	I(1)	-4.749	I(0) ^{***}	I(1)
수증인 20대	-1.653	I(1)	-4.444	I(0) ^{***}	I(1)
수증인 30대	-1.819	I(1)	-4.497	I(0) ^{***}	I(1)
수증인 40대	-1.497	I(1)	-5.333	I(0) ^{***}	I(1)
수증인 50대	-1.483	I(1)	-5.771	I(0) ^{***}	I(1)
수증인 60대	-1.453	I(1)	-5.684	I(0) ^{***}	I(1)
수증인 총합	-1.549	I(1)	-5.055	I(0) ^{***}	I(1)

주 : 1) 상수항 포함.

2) 임계값: 1% -3.43, 5% -2.86.

3) BIC 기준 최적 시차 선정(최대 12).

4) ***는 1% 유의.

5) ADF, augmented Dickey-Fuller test; BIC, Bayesian information criterion.

을 양측에서 집계한 자료이므로 총량 차원의 동조는 자료의 구조적 특성이다. 그러므로 분석의 주요 관점은 특정 연령대별 매칭에서 상대적으로 더 강한 동조가 있는지 여부이다.

증여인 60대와 수증인 30대의 상관계수가 0.983으로 가장 높아, ‘60대 부모가 30대 자녀에게 증여한다’는 세대 간 이전 가설과 부합하는 결과를 보인다. 증여인 60대↔수증인 20대($r=0.968$), 증여인 50대↔수증인 20대($r=0.956$), 증여인 70대 이상↔수증인 40대($r=0.953$) 등 약 30년의 세대 간격을 두고 강한 동조가 나타난다.

다만, 수준변수 간 상관분석은 공통 추세에 의한 허위상관(spurious correlation)의 가능성이 존재한다. 이를 검증하기 위해 1차 차분 후 상관분석을 수행하였다. 차분은 시계열의 추세를 제

거하므로, 차분 후에도 유의한 상관이 유지된다면 허위상관이 아닌 실질적 관계임을 확인할 수 있다.

〈표 3〉의 수준 상관과 〈표 4〉의 차분 후 상관을 비교하면, 핵심 세대 간 매칭에서 차분 후에도 상관계수가 거의 감소하지 않음을 확인할 수 있다.

세대 간 매칭은 계절조정 후에도 상관이 거의 변하지 않았고, 공통 변동을 통제한 부분상관에서도 0.57~0.68($p<0.001$)로 뚜렷하게 유지되었다. 반면 세대 내 매칭(증여인 50대↔수증인 50대, 증여인 60대↔수증인 60대)은 부분상관에서 유의성을 상실하여, 그 동조가 상당 부분 시장 전체의 공통 변동에 기인한 것으로 나타났다. 따라서 약 30년의 연령 간격을 둔 세대 간 매칭의 동조는 공통 변동으로 환원되지 않는 견고한 구조인

〈표 3〉 증여인-수증인 교차 상관계수(피어슨, 수준)

구분	10대 이하 수증	20대 수증	30대 수증	40대 수증	50대 수증	60대 수증	70대 이상 수증
10대 이하 증여	0.007	0.074	0.035	0.031	0.076	0.040	0.052
20대 증여	0.304***	0.423***	0.363***	0.385***	0.438***	0.363***	0.403***
30대 증여	0.611***	0.753***	0.769***	0.683***	0.698***	0.703***	0.693***
40대 증여	0.724***	0.862***	0.857***	0.777***	0.792***	0.780***	0.763***
50대 증여	0.810***	0.956***	0.943***	0.852***	0.868***	0.820***	0.802***
60대 증여	0.874***	0.968***	0.983***	0.937***	0.915***	0.864***	0.858***
70대 이상 증여	0.856***	0.855***	0.880***	0.953***	0.923***	0.835***	0.844***

주 : *** p<0.001. 시계열 특성상 관측치 간 독립성이 확보되지 않아 p값은 과대평가될 수 있으므로 참고용으로 제시함.

〈표 4〉 증여인-수증인 교차 상관계수(피어슨, 1차 차분)

구분	10대 이하 수증	20대 수증	30대 수증	40대 수증	50대 수증	60대 수증	70대 이상 수증
10대 이하	0.049	0.114	0.073	0.081	0.144**	0.077	0.100
20대	0.180**	0.252***	0.212***	0.239***	0.311***	0.235***	0.266***
30대	0.543***	0.762***	0.704***	0.608***	0.658***	0.666***	0.745***
40대	0.694***	0.906***	0.831***	0.736***	0.782***	0.792***	0.813***
50대	0.745***	0.958***	0.900***	0.797***	0.855***	0.829***	0.826***
60대	0.838***	0.952***	0.976***	0.929***	0.915***	0.860***	0.842***
70대 이상	0.839***	0.847***	0.892***	0.958***	0.914***	0.772***	0.743***

주 : 1) 1차 차분(Δ) 후 피어슨 상관계수(n=194).

2) ** p<0.05, *** p<0.001 증여인 10대 이하는 차분 후에도 대부분 비유의.

반면, 세대 내 매칭에 대한 상관 기반 해석에는 신중할 필요가 있다(〈표 5〉).

추가적으로 시차별 교차상관함수(cross-correlation function, CCF)를 산출하여 증여인과 수증인 간의 선행-후행 관계가 존재하는지 여부를 분석하였다. 증여의 동시성으로 인해 선행-후행의 시차가 존재하는 경우 이는 데이터가 불완전한 것을 의미한다. 교차상관함수는 각 계열에 잔존하는 자기상관 구조로 인해 왜곡될 수 있으므로, 표준적 절차인 사전백색화(whitening)를

적용하였다.

구체적으로 1차 차분된 증여인 계열에 BIC(Bayesian information criterion) 기준으로 선택한 ARIMA(autoregressive integrated moving average) 필터를 적합한 후, 동일 필터로 증여인·수증인 양 계열을 여과하고 그 잔차 간 CCF를 시차 -6~+6개월에 대해 계산하였다. 다만 본고에서는 전체 시기가 아닌 가장 핵심적인 -1~+1개월의 CCF 분석 결과만 기재한다. 세대 간 매칭(상위 3행)과 세대 내 매칭(하위 2행) 모두에서 시차

〈표 5〉 계절조정 상관 및 부분상관 분석

매칭	△상관	계절조정	부분상관	회귀 $\beta(t)$
증여 60대 → 수증 30대	0.976	0.968	0.634***	0.688(6.6)
증여 50대 → 수증 20대	0.958	0.958	0.679***	0.521(12.9)
증여 70대+ → 수증 40대	0.958	0.933	0.572***	0.465(6.6)
증여 50대 → 수증 50대	0.855	0.841	-0.019	0.047(0.8)
증여 60대 → 수증 60대	0.860	0.824	0.110	0.107(1.5)

주 : 1) 계절조정은 1차 차분 후 월별 더미 회귀의 잔차 간 상관.

2) 부분상관은 자기 자신을 제외한 증여·수증 총량, 월별 더미, 정책 더미 통제.

3) 회귀 β 는 △수증(연령)을 △증여(연령)·△총량·계절·정책 더미에 회귀한 계수(괄호는 Newey-West t 값).

4) *** p<0.001.

0(동시)에 최대 상관성이 나타났다.

증여인 60대↔수증인 30대의 경우 시차 0에서 CCF=0.981인 반면, 시차 ±1에서의 CF는 95% 신뢰한계($\pm 2/\sqrt{n} \approx 0.144$) 이내로 유의하지 않아 증여인과 수증인의 의사결정이 월별 데이터 해상도 내에서 동시적으로 이루어짐을 시사한다. 이러한 결과는 데이터가 증여 및 수증의 동시성을 반영하고 있음을 보여준다(〈표 6〉).

〈표 6〉 시차별 교차상관함수(사전백색화 CCF)

매칭	t-1	t=0	t+1
증여 70대+ → 수증 40대	-0.095	0.957 ^a	0.109
증여 60대 → 수증 30대	0.105	0.981 ^a	0.118
증여 50대 → 수증 20대	0.061	0.958 ^a	0.070
증여 50대 → 수증 50대	0.101	0.860 ^a	0.032
증여 60대 → 수증 60대	0.057	0.862 ^a	0.126

주 : 1) 사전백색화(1차 차분 후 ARIMA 필터 적용) 잔차 간 CCF (n=194).

2) ^a는 시차 0에서의 최대 교차상관으로, 95% 신뢰한계 ($\pm 2/\sqrt{n} \approx \pm 0.144$)를 초과하여 유의함을 의미함.

3) CCF, cross-correlation function; ARIMA, autoregressive integrated moving average.

4. 증여 패턴 분석(세대 내)

피어슨 상관계수 분석에서는 다른 연령대 조합에 비해 50대(r=0.855) 및 60대(r=0.860)의 동일 연령 간 동조가 높게 나타났다. 다만 3절의 부분상관 분석에서 보듯이 세대 내 매칭의 동조는 공통 변동을 통제하면 유의하지 않으므로, 상관 분석만으로 세대 내 이전을 판단하기는 어렵다. 이에 본 절에서는 증여인 및 수증인의 성별 구조를 통해 세대 내 이전의 가능성을 검토한다. 또한 세대 간 분석과 동일하게 CCF 분석 결과 50대와 60대 역시 시차 0에서 최대상관이 나타나는 한편 시차 ±1에서는 CCF가 음(-)수였다. 이러한 원인을 찾기 위해 증여인 및 수증인의 성별 비율을 분석하였다(〈표 7〉). 데이터는 전체 기간의 평균을 계산하였다.

증여인은 전 연령대에서 남자 비율이 53%~62%로 우세한 반면, 수증인은 40대를 전환점으로 50대 이상에서 여자 비율이 급격히 증가한다. 60대 수증인의 72.6%, 70대 이상 수증인의 76.9%가 여자이다.

〈표 7〉 증여인·수증인 성별 비율(단위: %)

연령	남자 증여	여자 증여	남자 수증	여자 수증	수증인 특징
10대 이하	61.7	38.3	59.7	40.3	남자 우세
20대	53.0	47.0	60.7	39.3	남자 우세
30대	56.0	44.0	56.3	43.7	남자 우세
40대	62.4	37.6	48.3	51.7	전환점
50대	57.6	42.4	40.5	59.5	여자 우세
60대	60.9	39.1	27.4	72.6	여자 편중
70대 이상	58.9	41.1	23.1	76.9	여자 압도적

이 현상은 자녀에 대한 증여보다는 배우자 간 증여의 존재를 시사한다. 증여인이 50대 이상의 남성이고 수증인이 50대 이상의 여성인 경우, 남편이 아내에게 부동산을 증여하는 경우가 상당수 포함된 것으로 해석된다. 그 동기로는 주택 소유의 분산을 통한 보유세 절감 목적이 있었을 가능성이 있다. 종합부동산세는 세대(가구) 합산이 아닌 개인별 과세 체계이므로, 부부 간 증여를 통해 소유 지분과 명의를 분산하면 개인별로 과세표준이 산정되고 공제가 각각 적용되어 세대 전체의 보유세 부담이 낮아질 수 있다. 특히 70대 이상에서는 여자 수증자 비중이 76.9%로 압도적인데, 70대의 경우 수익의 부재로 인해 매년 발생하는 종합부동산세의 부담이 더 큰 요인으로 작용하였을 것으로 보인다.

5. 증여 패턴 분석(12월 쏠림 효과)

1) 12월 vs 비12월 평균 비교(수증인 기준)³⁾

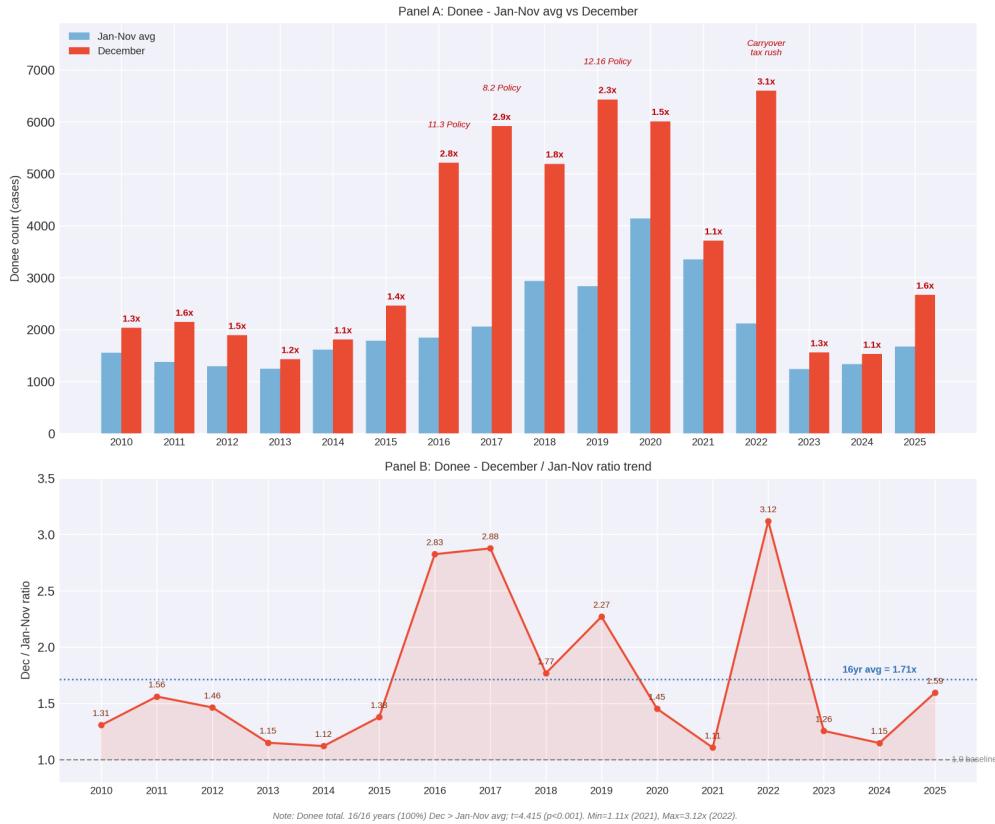
본 절의 평균차이 검정은 12월 쏠림 현상의 존재를 확인하기 위한 예비적 분석이며, 추세·계절·정책 충격을 모형 내에서 동시에 통제한 검증은 제IV장의 개입회귀모형에서 수행한다. 수증인 총합의 12월 평균(3,538.1건)은 비12월 평균(2,027.1건)보다 1,511.0건(+74.5%) 높으며, 독립표본 t-검정에서 $t=4.415(p<0.001)$ 로 1% 수준에서 강하게 유의하다. 비모수 Mann-Whitney U 검정에서도 $U=2,170(p<0.001)$ 로 유의하여, 정규분포 가정에 의존하지 않는 결과를 확인하였다. 증여인 총합에서도 동일한 결론(12월 2,927건 vs 비12월 1,730건, +69.1%, $t=4.130$, $p<0.001$; Mann-Whitney $U=2,178$, $p<0.001$)이 확인되어, 12월 쏠림 효과가 증여인과 수증인 양측에서 구조적으로 존재함을 뒷받침한다(〈그림 1〉).

2) 연도별 일관성

12월 수증 건수/1월부터 11월 수증 건수 평균은 최소 1.11배(2021년)에서 최대 3.12배(2022년)까지 분포한다. 2022년에 배수가 가장 큰 이유는 이월과세 10년 연장이 12월에 국회를 통과하면서 ‘2022년 안에 증여를 완료해야 5년 이월과세가 적용된다.’는 막자 수요가 폭발한 것으로 해석되며 자세한 내용은 제IV장의 정책충격에서 분석할 예정이다(〈표 8〉).

3) 증여인 기준으로 분석한 내용 역시 12월 쏠림현상 확인 가능함.

December Concentration Effect - Donee (2010-2025)



〈그림 1〉 연도별 12월과 비12월 평균 수증 비교

〈표 8〉 연도별 12월 증여 실희 효과

연도	1~11월 평균	12월	연도	1~11월 평균	12월
2010	1,557	2,035	2018	2,937	5,192
2011	1,376	2,147	2019	2,832	6,430
2012	1,291	1,890	2020	4,139	6,010
2013	1,243	1,430	2021	3,354	3,713
2014	1,613	1,807	2022	2,116	6,600
2015	1,787	2,463	2023	1,243	1,560
2016	1,845	5,213	2024	1,334	1,531
2017	2,057	5,919	2025	1,674	2,669

IV. 정책 충격 분석

1. 개입회귀모형의 설계

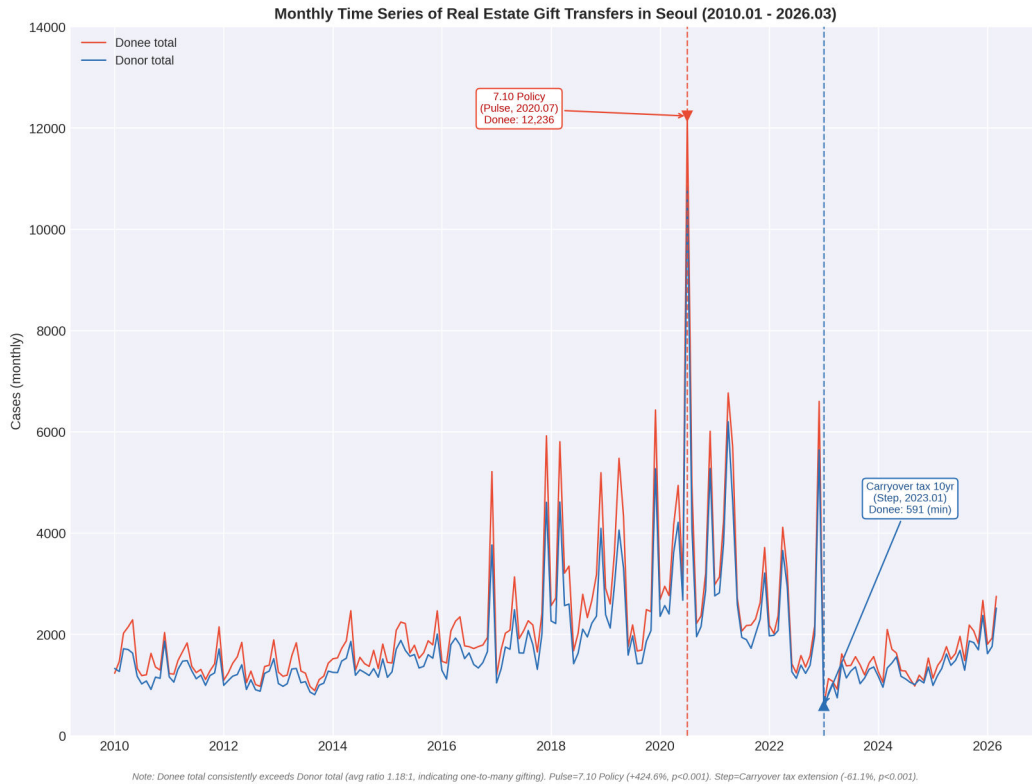
개입분석(intervention analysis)은 Box and Tiao(1975)가 제안한 시계열 분석 기법으로, 특정 시점의 외생적 충격(정책 발표)이 시계열에 미치는 효과를 정량적으로 추정한다. 원형의 Box-Tiao 개입분석은 정책효과 이외의 변동을 포착하는 교란항에 ARIMA 구조를 명시적으로 부여하

고 최우추정(maximum likelihood estimation, MLE)하는 방식이다. 본 연구의 기본 모형은 이와 구분되는 것으로, Box-Tiao의 개입함수(pulse-step) 개념에 기초하되 로그 수준 종속변수에 확정적 추세, 월별 계절 더미, 개입 더미를 포함한 개입회귀모형(intervention regression model)을 OLS(ordinary least squares)로 추정하고, 잔차의 자기상관에 대해서는 Newey-West HAC(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차로 추론을 보정한다. 아울러 교란항의 ARMA 구조를 명시적으로 모형화한 회귀-ARMA 오차 모형(MLE)을 강건성 분석으로 함께 추정하여 두 접근의 결과를 비교한다. 제Ⅲ장의 ADF 검정에서 수증인·증여인 총합을 비롯한 대부분의 변수가 수준에서 비정상(I(1))이나, 1차 차분 후에는 전 변수가 정상(I(0))임을 확인하였다. 본 연구에서는 종속변수에 자연로그 변환(ln)을 적용하고, 모형에 확정적 추세와 월별 계절 더미를 포함하여 비정상성의 원인인 추세와 계절성을 직접 통제한다. 추정 후 잔차의 정상성 검정을 통해 이 접근의 타당성을 사후적으로 검증한다.

1) 개입 변수의 설정

〈그림 2〉의 시계열 추이를 기준으로 하여, 성격이 상이한 두 가지 정책 충격을 개입 변수로 설정하였다. 첫째, 7.10 대책(2020년 7월)이다. 해당 대책은 다주택자에 대한 종합부동산세 최고 6%와 취득세 최고 12%로의 동시 인상을 포함한 초강도 세제 규제이다. 발표 당월 수증인 총합이 12,236건(전월 대비 +299.5%)으로 역대 최고치를 기록한 후 빠르게 정상 수준으로 회귀하였다.

이는 다주택자에 대한 증여 취득세 중과를 담은 지방세법 개정안이 2020년 8월 12일 시행되면서, 시행 전에 증여를 완료하려는 수요가 발표 당월과 익월에 집중된 데 따른 것으로 보인다(7월 12,236건, 8월 4,941건, 9월 2,215건). 증여는 매매와 달리 가족 간 의사결정으로 계약과 등기 신청 간 시차가 짧아 정책 발표가 등기 통제에 거의 즉시 반영된다. 이러한 단월 폭증 후 급회귀 패턴은 pulse형 충격에 해당하며, 해당 월만 1이고 나머지는 0인 더미변수 $P(t)$ 로 모형화한다(pulse를 7~8월 두 달로 확장한 추정에서도 +242%, $t=7.8$ 로 결과는 동일하였다). 둘째, 이월과세 적용기간 연장(2023년 1월 시행)이다. 이월과세란 부동산 등을 증여받은 자가 해당 부동산 양도 시 증여자의 취득가액을 적용하여 양도소득세를 계산하는 것을 말한다. 이때 증여받은 후 5년 이내에 매각하면 적용하던 규정을 증여받은 후 10년 이내에 매각하는 경우 적용할 수 있도록 개정하였다. 해당 규정은 2022년 12월 국회 통과 후 2023년 1월 1일부터 시행되었으며, 시행 이후 수증인 총합이 591건(전월 대비 -91.0%)으로 195개월 전체 최저치를 기록한 후 구조적으로 낮은 수준을 유지하고 있다. 한편 개정 직전인 2022년 12월에는 연내에 증여를 완료해야 5년 이월과세가 적용된다는 막차 수요로 수증인 총합이 6,600건까지 급증하였는데, 이러한 선취 수요와 2023년 1월 이후의 구조적 하락을 구분하기 위한 추가 분석을 4절의 강건성 분석에서 수행한다. 이러한 영구적 수준 하락 패턴은 step형 충격에 해당하며 해당 월 이후 계속 1의 값을 갖는 더미변수 $S(t)$ 로 모형화한다.



〈그림 2〉 서울시 증여인·수증인 총합 월별 추이 및 정책 충격(2010. 01.~2026. 03.)

2) 회귀모형의 설정

추세, 월별 계절 더미(1월 기준), 두 개입 변수를 동시에 포함한 개입회귀모형을 추정하였다.

$$\ln(y_t) = \alpha + \beta \times t + \sum_{m=2}^{12} (\delta_m \times D_m) + \omega_1 \times P(2020-07) + \omega_2 \times S(2023-01) + \epsilon_t \quad (\text{식 2})$$

여기서 y_t 는 월별 증여 건수, t 는 시간 추세, D_m 은 m 월 더미($m=2, \dots, 12$), $P(2020-07)$ 은 2020년 7월만 1인 pulse 더미, $S(2023-01)$ 은 2023년 1월 이후 1인 step 더미이다. 종속변수에 자연로그 변환을 적용하였으므로, 개입 변수

의 계수 ω_1 , ω_2 및 월별 더미 계수 δ_m 은 $[\exp(\text{계수}) - 1] \times 100(\%)$ 으로 환산하여 백분을 변화로 해석한다. 특히 δ_{12} 는 1월 대비 12월의 순수 증여 쏠림 효과를 나타내며, 이는 12월 증여 쏠림 현상이 정책 충격을 통제한 후에도 유지되는지를 검증하는 역할을 한다.

3) 개입회귀 분석 결과

정책 충격별 수증인 및 증여자에 대한 개입분석의 결과는 〈표 9〉~〈표 12〉와 같다.

7.10 대책(pulse)으로 인해 수증인 20대 (+681.9%)가 가장 극단적으로 반응하였고, 이에

〈표 9〉 7.10 대책 개입회귀 분석 결과(수증인)

연령대	7.10 pulse(β)	% 변화	p
20대	+2.057	+681.9%	<0.001
30대	+1.907	+573.5%	<0.001
40대	+1.510	+352.5%	<0.001
50대	+1.382	+298.1%	<0.001
60대	+1.519	+356.8%	<0.001
총합	+1.658	+424.6%	<0.001

〈표 10〉 7.10 대책 개입회귀 분석 결과(증여인)

연령대	7.10 pulse(β)	% 변화	p
50대	+2.159	+766.5%	<0.001
60대	+1.821	+517.8%	<0.001
70대+	+1.043	+183.8%	<0.001

〈표 11〉 이월과세 개정 개입회귀 분석 결과(수증인)

연령대	이월과세 step(β)	% 변화	p
20대	-1.279	-72.2%	<0.001
30대	-1.033	-64.4%	<0.001
40대	-0.980	-62.5%	<0.001
50대	-0.732	-51.9%	<0.001
60대	-0.810	-55.5%	<0.001
총합	-0.945	-61.1%	<0.001

〈표 12〉 이월과세 개정 개입회귀 분석 결과(증여인)

연령대	이월과세 step(β)	% 변화	p
50대	-1.065	-65.5%	<0.001
60대	-1.050	-65.0%	<0.001
70대+	-0.853	-57.4%	<0.001

대응하여 증여인 50대(+766.5%)가 가장 크게 반응하여 '50대 부모→20대 자녀' 전략적 증여 집

중이 예측 가능하다. 반면 증여인 70대 이상(+183.8%)은 다른 연령대의 1/3~1/4 수준으로 다른 세대에 비해 정책 충격에 둔감한 것을 확인할 수 있다.

이월과세 10년 연장(step)은 전 연령대에서 유의한 영구적 감소를 유발하였으며, 특히 수증인 20대(-72.2%)가 가장 큰 감소를 보였음을 확인할 수 있다. 증여인의 경우에도 70대 이상의 감소율(-57.4%)이 50대(-65.5%) 및 60대(-65.0%)에 비해 작게 나타나, 70대 이상이 조세정책 충격에 상대적으로 둔감함을 계량적으로 분석하였다. 다만 70대 이상의 상대적 둔감성은 강건성 분석의 ARMA 오차 모형에서 연령대 간 격차가 다소 줄어들어, pulse형 충격에서 보다 일관되게 관찰된다.

이러한 연령대별 반응의 이질성은 제Ⅱ장에서 검토한 이론적 틀과 부합한다. 전 연령대에서 조세정책에 대해 통계적으로 유의미한 반응이 나타난 것은 Bernheim et al.(1985)의 전략적 유산 동기에 기초한 능동적 자산이전 행태가 70대 이상을 포함한 세대 전반에 걸쳐 작동하고 있음을 시사한다. 다만 그 반응의 강도는 연령대에 따라 뚜렷한 차이를 보이는데, 50대 증여인(+766.5%)과 20대 수증인(+681.9%)이 가장 극단적인 반응을 보인 반면 70대 이상 증여인(+183.8%)은 그 1/3~1/4 수준에 그쳤다. 이는 70대 이상의 증여는 전략적 동기와 함께 Modigliani and Brumberg (1954)의 생애주기적 자산 승계 동기가 혼재되어 있어, 정책 충격에 대한 반응이 상대적으로 희석된 것으로 해석된다.

4) 잔차진단 및 Newey-West 보정

추정된 모형의 잔차에 대해 정상성 검정, 자기상관 검정을 수행하였다.

〈표 13〉에서 확인되듯이 잔차의 ADF 검정은 모든 변수에서 1% 유의수준으로 정상(I(0))이 확인되어, 추세와 개입 변수가 비정상성을 적절히 흡수하고 있음을 검증하였다. 이는 수준변수에 대한 개입회귀모형의 적용이 타당함을 사후적으로 뒷받침한다.

다만 Durbin-Watson 통계량이 0.87~1.14로 2.0에서 크게 벗어나고, Ljung-Box Q 검정도 모든 변수에서 $p < 0.001$ 로 유의하여 차에 양의 자기상관이 존재한다. 자기상관하에서 OLS 계수 추정치는 불편(unbiased)하여 그 값이 변하지 않으나 표준오차가 과소 추정되어 통계적 유의성이 과대평가될 가능성이 있다. 이를 보정하기 위해

Newey and West(1987)의 이분산-자기상관 일치(heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC) 표준오차를 적용하였다. HAC 표준오차는 자기상관의 구조를 특정하지 않고도 일관된 통계적 추론을 가능하게 하는 비모수적 접근으로, 자기상관 구조를 가정하는 방법보다 강건한 것으로 알려져 있다. 대역폭(bandwidth)은 연구자의 주관적 판단을 배제하기 위해 Andrews (1991)의 자동 선택 공식에 의해 4로 설정하였으며, Bartlett 커널을 사용하였다.

〈표 14〉에서 보는 바와 같이 Newey-West(이하 NW) 보정 후에도 모든 핵심 계수의 유의성($p < 0.001$)이 완전히 유지된다. 7.10 pulse의 NW t 값은 오히려 OLS보다 상승하였는데(예: 수증인 총합 5.96→16.40), 이는 단일 스파이크의 신호가 자기상관 보정에 의해 더 선명해진 결과이

〈표 13〉 개입회귀모형의 잔차 진단

대상	잔차 ADF	판정	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	LB p-value	자기상관
수증 총합	-5.227	I(0) ^{***}	0.915	226.18	<0.001	존재
증여 총합	-7.347	I(0) ^{***}	0.868	226.49	<0.001	존재
수증인 20대	-3.837	I(0) ^{***}	0.905	261.82	<0.001	존재
수증인 30대	-4.560	I(0) ^{***}	0.885	278.77	<0.001	존재
수증인 40대	-7.871	I(0) ^{***}	0.984	172.58	<0.001	존재
수증인 50대	-8.737	I(0) ^{***}	1.142	145.11	<0.001	존재
수증인 60대	-3.935	I(0) ^{***}	0.966	301.49	<0.001	존재
증여인 50대	-5.192	I(0) ^{***}	0.880	222.93	<0.001	존재
증여인 60대	-5.065	I(0) ^{***}	0.873	246.85	<0.001	존재
증여인 70대+	-3.984	I(0) ^{***}	1.021	191.24	<0.001	존재

주 : 1) ADF 임계값 1% -3.43.

2) Ljung-Box 시차=12.

3) ***는 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

4) ADF, augmented Dickey-Fuller.

〈표 14〉 Newey-West 보정 후 핵심 계수의 유의성 검정

대상	7.10 β	OLS t	NW t	NW p	이월 β	OLS t	NW t	NW p
수증 총합	+1.658	5.96	16.40	<0.001	-0.945	-14.09	-7.24	<0.001
증여 총합	+1.666	6.25	17.5	<0.001	-0.921	-14.34	-7.34	<0.001
수증인 20대	+2.057	5.12	17.49	<0.001	-1.279	-13.21	-8.11	<0.001
수증인 30대	+1.907	5.30	18.59	<0.001	-1.033	-11.91	-6.27	<0.001
수증인 40대	+1.510	4.97	13.38	<0.001	-0.980	-13.37	-6.73	<0.001
수증인 50대	+1.382	5.34	13.98	<0.001	-0.732	-11.76	-6.38	<0.001
수증인 60대	+1.519	4.95	13.31	<0.001	-0.810	-10.98	-5.93	<0.001
증여인 50대	+2.159	5.30	22.14	<0.001	-1.065	-12.81	-7.69	<0.001
증여인 60대	+1.821	5.24	17.44	<0.001	-1.050	-12.89	-7.23	<0.001
증여인 70대+	+1.043	3.92	9.83	<0.001	-0.853	-10.45	-6.43	<0.001

주 : OLS, ordinary least squares; NW, Newey-West.

다. 이월과세 step의 NW t 값은 OLS보다 하락하였으나(예: -14.09→-7.24) 여전히 1% 유의수준을 충분히 상회한다. 12월 증여 실흘림 현상도 NW 보정 후 $t=5.94$ ($p<0.001$)로 유의하다. 따라서 본 연구의 개입회귀 분석 결과는 자기상관에 대해 강건(robust)함이 확인되었다.

2. 강건성 분석

NW 보정은 자기상관의 구조를 특정하지 않는 비모수적 보정이라는 장점이 있으나, 교란항의 시계열 구조를 명시적으로 모형화하지는 않는다. 이에 Box and Tiao(1975) 개입분석의 본래 취지에 따라 교란항에 ARMA 구조를 부여한 회귀-ARMA 오차 모형(regression with ARMA errors)을 최우추정(MLE)으로 추정하였다. 잡음모형의 차수는 BIC 기준으로 선정하였으며, 전 변수에서 ARMA(1,1)이 선택되었다. 추정 결과는 〈표 15〉

와 같다.

7.10 대책의 pulse 효과와 이월과세 연장의 step 효과, 그리고 12월 계절효과는 모든 변수에서 부호와 통계적 유의성이 유지되었고, pulse 기준 연령대별 반응의 서열(증여인 50대 최대, 70대 이상 최소)도 OLS-HAC 결과와 일치하였다. 또한 ARMA 오차 모형에서는 잔차의 Ljung-Box 검정에서 자기상관이 대부분 해소되었다. 따라서 본 연구의 핵심 결론은 추정방법의 선택에 강건하다.

다음으로 2022년 12월의 막차 수요와 2023년 1월 이후의 step 효과를 구분하기 위하여, 기본 모형에 2022년 12월 pulse 터미를 추가하여 추정하였다. 그 결과 2022년 12월에는 통상적인 12월 계절효과($\delta_{12}=+0.583$, $t=5.9$)를 초과하는 막차수요 효과(+0.279, 약 +32%, $t=2.2$)가 유의하게 존재하였으며, 막차수요를 분리한 후에도 step 효과는 -0.937(약 -61%, $t=-7.1$)로 사실상

〈표 15〉 회귀-ARMA 오차 모형(MLE) 추정 결과

대상	Pulse $\beta(z)$	Step $\beta(z)$	12월 $\delta_{12}(z)$
수증인 총합	+1.347 (5.8)	-1.127 (-7.5)	+0.604 (10.4)
증여인 총합	+1.318 (6.6)	-1.314 (-8.3)	+0.542 (9.6)
수증인 20대	+1.666 (4.8)	-1.475 (-8.3)	+0.792 (9.8)
수증인 30대	+1.404 (4.3)	-1.304 (-6.4)	+0.644 (9.0)
수증인 40대	+1.230 (4.1)	-1.213 (-4.8)	+0.686 (8.9)
수증인 50대	+1.249 (3.4)	-0.690 (-6.0)	+0.489 (7.4)
수증인 60대	+1.337 (3.7)	-0.586 (-5.2)	+0.470 (6.3)
증여인 50대	+1.731 (7.3)	-1.285 (-6.2)	+0.526 (7.4)
증여인 60대	+1.371 (4.8)	-1.204 (-6.1)	+0.620 (6.9)
증여인 70대+	+0.902 (2.6)	-1.297 (-8.3)	+0.571 (11.8)

주 : 종속변수는 ln(월별 인원수). 확정적 추세와 월별 더미 포함, 교란항 ARMA(1,1), MLE 추정. 괄호는 z값이며 모든 계수는 1% 수준에서 유의함.

변화가 없었다. 이는 이월과세 연장 이후의 증여 감소가 막차 수요에 따른 일시적 반사효과가 아니라 제도 변화에 따른 구조적 수준 하락임을 뒷받침한다.

V. 결론

1. 연구 결과 요약

본 연구는 등기정보광장의 증여인-수증인 양

방향 데이터를 최초로 활용하여 서울시 부동산 증여의 세대 간 자산 이전 구조와 정책 반응의 이질성을 분석하였다.

첫째, 증여인 60대↔수증인 30대의 상관계수가 0.983(차분 후 0.976, 계절조정 후 0.968)에 달하였고, 공통 변동을 통제한 부분상관에서도 세대 간 매칭의 동조가 견고하게 유지되어, 연령 구조상 '부모→자녀'로 해석될 개연성이 높은 세대 간 이전이 서울시 부동산 증여의 중심 구조임을 시사하는 결과를 얻었다. 또한 사전백색화 CCF 분석에서 모든 핵심 매칭이 시차 0에서 최대 상관을 보여 증여와 수증의 동시성을 뒷받침하는 결과를 얻었다.

둘째, Box and Tiao(1975)의 접근법에 기초한 개입회귀모형에서 7.10 대책(2020년 7월)은 pulse형 충격으로 수증인 총합 +424.6%의 일시적 폭증을, 이월과세 10년 연장(2023년 1월)은 step형 충격으로 -61.1%의 영구적 수준 하락을 유발하였다. 연령대별로 수증인 20대(+681.9%, -72.2%)가 두 정책에 모두 가장 극단적으로 반응하여 조세정책에 따른 가장 큰 영향을 받는 세대로 나타났다. 반면 70대 이상(+183.8%, -57.4%)의 경우 조세정책에 따른 충격은 존재하나 다른 세대에 비해 그 영향이 적은 세대로 나타났다. 이러한 결과는 교란항의 ARMA 구조를 명시적으로 모형화한 강건성 분석에서도 유지되었다.

셋째, 12월 증여 쏠림 현상이 다층적 검정을 통해 구조적으로 존재함을 뒷받침하는 결과를 얻었다. 제Ⅲ장의 평균 차이 검정에서 수증인 총합의 12월 평균은 비12월 대비+74.5%($t=4.415$, $p<0.001$)로 유의하였으며, 16년간 단 한 해의 예외 없이 일

관되게 관찰되었다. 나아가 제IV장의 개입회귀 분석에서 추세와 두 정책 충격(pulse, step)을 동시에 통제한 후에도 12월 더미 계수(δ_{12})가 +82.1% (NW $t=5.94$, $p<0.001$)로 유의하여, 12월 쏠림 현상이 독립적·구조적 현상임을 뒷받침한다. 부동산 증여의 연말 쏠림 현상을 계량적으로 분리·분석한 것은 본 연구의 독자적 기여이다.

넷째, 고령 수증인(60대 72.6%, 70대 이상 76.9%)의 여성 편중은 배우자 간 증여를 시사하며, 세대 간 이전과 구별되는 세대 내 이전 메커니즘이 별도로 존재할 가능성을 뒷받침한다.

2. 정책적 시사점

첫째, 다주택자의 동결효과 해소 및 주택 공급 확대를 위한 양도소득세 출구 전략을 검토할 필요가 있다.

7.10 대책과 같은 극단적 세제 강화가 증여의 폭발적 급증을 유발하였다는 것은 다주택자들이 부동산의 매각보다 증여를 선택한 것으로 볼 수 있다. 이는 부동산을 소유한 자들이 본인의 부동산을 더 고평가하게 되는 보유효과(Thaler, 1980)와 부동산의 상승이 미래에도 이어질 것이라고 확신하는 외삽적 기대(Case and Shiller, 2003)가 동시에 작용한 것으로 보인다. 또한 당시 부동산 매각에 따른 양도소득세 중과세 제도 역시 납세자의 손실회피성향(Thaler, 1980)을 자극하여 납세자가 더욱 더 증여를 선택하게 한 것으로 해석된다. 결국 다주택자가 증여 대신 매각을 선택하도록 양도소득세 부담을 조정하는 출구 전략은 시장의 매물 증가에 기여할 수 있는 정책 대안이 될

수 있다. 다만 양도소득세 완화가 실제로 매물 증가와 주택가격 안정으로 이어지는지는 본 연구에서 직접 분석한 결과가 아니므로, 이는 본 연구의 발견으로부터 추론되는 정책적 가능성으로 제시하며 그 실증 검증은 후속 연구 과제로 남긴다.

둘째, 정교한 세제 설계를 통한 정책효과의 극대화를 검토할 필요가 있다.

이월과세 10년 연장 개정이 증여 수요를 영구적으로 61.1% 감소시켰다는 사실은 조세제도의 미세조정이 증여를 통한 시장의 우회로를 효과적으로 통제할 가능성이 존재함을 보여준다. 따라서 향후 세제 개편 시에는 특정 세목의 단편적 인상이 아닌 취득-보유-양도로 이어지는 전 과정의 세 부담을 시뮬레이션하여 정책의 사각지대를 최소화한 뒤 조세정책의 미세조정을 통해 핀셋 같은 정책을 검토할 필요가 있다.

셋째, 증여의 동기와 연령 구조를 고려한 차별화된 정책을 고려할 필요가 있다.

본 연구의 분석 결과 50대 증여인과 20대 수증인이 가장 극단적인 정책 반응을 보인 반면, 70대 이상 증여인은 상대적으로 둔감한 반응을 보였다. 이는 동일한 정책이 세대별로 질적으로 다른 영향을 미칠 가능성이 존재함을 의미하며, 향후 세제 설계 시 연령대별 증여 동기의 차이를 반영한 정책 차별화의 필요성을 시사한다.

3. 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 등기정보 광장 데이터는 개별 증여 건에 대한 증여인-수증인 직접 매칭이 불가하여, 특정 증여 건의 증여자

와 수증자가 부모-자녀 관계인지, 부부 관계인지, 혹은 기타 관계인지를 직접 확인할 수 없다. 본 연구에서는 연령대별 교차상관과 성별 비율의 간접적 증거를 통해 세대 간 이전과 배우자 간 이전을 추론하였으나, 이는 통계적 추론에 기반한 것이므로 향후 국세청의 개인 수준 매칭 데이터 또는 가족관계 정보가 결합된 데이터를 활용한 직접 검증이 필요하다.

둘째, 본 연구의 데이터는 서울시 부동산의 소유권이전등기(증여) 전체를 포괄하므로 아파트, 단독주택, 상가, 토지 등 부동산 유형별 구분이 이루어지지 않았다. 아울러 본 자료는 등기 신청 인원수 기반 자료로서 이전된 부동산의 가격·자산 가치 정보를 포함하지 않으므로, 자산 이전의 빈도와 방향은 분석할 수 있으나 이전 규모(금액)를 설명하는 데에는 한계가 있다. 향후 부동산 유형과 가격 정보가 결합된 자료를 활용한다면 세대 간 이전의 구조를 보다 정밀하게 파악할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구는 12월 증여 실효 현상이 16년간 100% 일관되게 존재함을 계량적으로 제시하였으나, 그 직접적인 원인을 인과적으로 규명하지는 못하였다.

넷째, 본 연구는 서울시 데이터만을 분석 대상으로 하였다. 서울은 부동산 가격 수준, 규제 강도, 다주택 보유 비율 등에서 타 지역과 뚜렷이 구분되므로, 본 연구의 발견을 전국으로 일반화하기에는 제한이 있다. 특히 비수도권 지역에서는 규제 강도가 상대적으로 약하여 전략적 증여의 비중이 낮을 수 있으며, 세대 간 이전의 연령 구조도 상이할 가능성이 있다. 향후 전국 시·군·구 단위

의 패널 데이터를 구축하여 지역별 비교 분석을 수행한다면, 정책 충격의 공간적 이질성까지 포괄하는 보다 종합적인 연구가 가능할 것이다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 등기정보광장의 증여인-수증인 양방향 데이터를 최초로 동시 활용하여 부동산 증여의 세대 간 이전 구조를 분석하고, 개입분석의 접근법을 적용하여 정책 충격의 연령대별 이질성을 pulse형과 step형으로 구분하여 추정하였으며, 12월 증여 실효 현상을 계량적으로 최초 분석하였다는 점에서 기존 연구에 대한 의미 있는 기여를 제공한다. 향후 데이터의 고도화와 분석 범위의 확장을 통해 본 연구의 발견이 보다 정밀하게 검증되기를 기대한다.

ORCID

황범석 <https://orcid.org/0009-0008-2515-1012>

장문준 <https://orcid.org/0009-0006-7379-5889>

참고문헌

1. 김영민. (2021). 아파트 증여에 영향을 미치는 요인 분석: 세종특별자치시를 중심으로. *시장경제연구*, 50(3), 99-118.
2. 박성현, 서정렬. (2025). 주택가격 급등기 아파트 증여 영향요인 분석: 부동산 규제 특성 중심으로. *주택연구*, 33(1), 5-32.
3. 이현진. (2025). *서울시 주택 증여의 결정 요인과 자치구별 이질성 분석: 인구·시장·정책 요인의 상호 작용에 관한 패널 분석*(석사학위논문). 서강대학교.

4. 정운오, 박성욱, 이성실. (2008). 종합부동산세제 및 배우자 증여재산공제의 변화가 부동산 증여에 미친 영향. *세무학연구*, 25(4), 29–51.
5. 주종웅, 권영상. (2023). 주택가격 상승기의 부동산 규제정책이 투자심리와 주택가격에 미치는 영향: 서울시를 중심으로. *부동산분석*, 9(2), 1–31.
6. Andrews, D. W. K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59(3), 817–858.
7. Bernheim, B. D., Shleifer, A., & Summers, L. H. (1985). The strategic bequest motive. *Journal of Political Economy*, 93(6), 1045–1076.
8. Box, G. E. P., & Tiao, G. C. (1975). Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 70–79.
9. Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2), 299–362.
10. Joulfaian, D. (2005). Choosing between gifts and bequests: How taxes affect the timing of wealth transfers. *Journal of Public Economics*, 89(11–12), 2069–2091.
11. Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian economics* (pp. 388–436). Rutgers University Press.
12. Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708.
13. Schwert, G. W. (1989). Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(2), 147–159.
14. Thaler, R. (1980). Toward a positive theory of consumer choice. *Journal of Economic Behavior*

& Organization, 1(1), 39–60.

논문 접수 일: 2026년 4월 21일

심사(수정)일: 2026년 6월 29일

게재 확정 일: 2026년 7월 10일

국문초록

본 연구는 서울시 부동산 증여의 세대 간 자산 이전 구조를 분석하고, 주택가격 급등과 고강도 조세 규제 시기에 나타난 증여 폭증 현상에 대한 정책 반응의 이질성을 실증적으로 분석하였다. 연구 방법으로는 피어슨 교차상관분석 및 시차별 교차상관함수(cross-correlation function, CCF), 평균 차이 검정, 그리고 Box-Tiao의 개입분석 접근법에 기초하여 Newey-West 표준오차를 적용한 개입회귀모형을 추정하고, 회귀-ARMA(auto regressive moving average) 오차 모형으로 강건성을 검토하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 증여인 60대와 수증인 30대 간의 상관계수가 0.983에 달하여 연령 구조상 '부모-자녀'로 해석될 개연성이 높은 세대 간 자산 이전이 지배적 패턴임을 시사하였으며, 60대 이상 수증인의 강한 여성 편중은 세대 내 이전(배우자 증여)의 가능성을 시사하였다. 둘째, 개입회귀 분석 결과 고강도 세제 규제인 7.10 대책은 서울시 부동산 증여 건수에 +424.6%의 일시적 폭증(pulse)을, 이월과세 10년 연장 조치는 -61.1%의 영구적 감소(step)를 유발한 것으로 추정되었다. 특히 50대 증여인과 20대 수증인 그룹에서 가장 극단적인 정책 반응이 나타난 반면, 70대 이상 증여인은 다른 세대 대비 상대적으로 둔감한 반응을 보여 연령대별 정책 반응의 이질성이 존재함을 시사하였다. 셋째, 16년간 정책 충격을 통제한 후에도 12월에 증여 거래가 구조적으로 82.1% 증가하는 '12월 증여 쏠림 현상'이 존재함을 최초로 시사하였다. 본 연구는 대법원 등기정보 광장의 증여인-수증인 양방향 데이터를 최초로 활용하여 부동산 증여 구조를 분석하는 한편, 다주택자를 겨냥한 조세정책이 서울시 부동산 증여 패턴에 미친 영향을 계량적으로 분석하였다는 데 의의가 있다. 이를 통해 다주택자의 보유효과 및 손실회피 편향을 완화할 수 있는 양도소득세 출구 전략 마련과, 취득-보유-매각의 과정을 아우르는 조세정책의 미세조정 필요성을 정책적으로 시사한다.

주제어 : 부동산 증여, 전략적 증여, 부동산 규제정책, 개입분석, 12월 증여 쏠림 현상