



공시가격 현실화가 주택시장에 미친 영향: 보유세, 매매가격 및 임대가격, 주택 보유에 미친 영향을 중심으로

2022. 12.

송경호



공시가격 현실화가 주택시장에
미친 영향: 보유세, 매매가격 및 임대가격,
주택 보유에 미친 영향을 중심으로

2022. 12.

송경호

서 언

정부는 지난 2020년 11월 「부동산공시법」에 따라 공시가격이 적정가격을 반영하고, 유형·가격대별 현실화율 격차 해소를 위해 현실화 계획을 수립하여 발표하였다. 공시가격 현실화율(공시가격/시세) 목표치를 90%로 설정하고 부동산 유형별·가격대별로 상이한 목표 도달 기간(5~15년)을 설정하였다. 하지만 공시가격 현실화 계획 진행에 의한 현실화율 제고, 높은 부동산 가격 상승 등의 영향으로 공시가격이 2년 연속 크게 상승하였으며 이와 동시에 공정시장가액비율과 종합부동산세율도 동시에 상향 조정되어 주택 소유자의 세부담이 크게 증가하였다. 현실화 계획은 시세를 현실적으로 반영하고 시세 반영률의 유형별, 가격대별 편차를 줄이고자 하는 당초 수립 취지에도 불구하고, 시세 상승으로 인한 보유세 등 국민 부담 증가로 인하여 이에 대한 비판이 제기되고 있다. 또한 보유세 부담이 증가함에 따라 공시가격의 시세 반영률에 대한 정확성과 절차적 투명성에 대한 국민적인 요구 수준도 높아지고 있다. 이에 따라 윤석열 정부 110대 국정과제 중에 2022년 공시가격 변동으로 국민 부담이 급증하지 않도록 보완방안 마련 및 공시가격 현실화 계획을 재검토하는 내용이 포함되었다. 본 연구에서는 공시가격 현실화 계획으로 인한 주택 공시가격 현황을 점검하고 이와 같은 정부의 정책 추진이 주택시장에 미친 영향을 다각도로 분석하였다.

공시가격 현실화율 현황에 대한 분석 결과, 정부의 공시가격 현실화 계획 추진 이후 저가주택의 공시가격 현실화율이 고가주택보다 높은 역진적인 현상이 완화되어 공시가격 가격대별 형평성이 개선되었으며 동일한 가격대 내에서의 공시가격 현실화율의 편차도 작아지는 개선이 이뤄지고 있는 것으로 나타났다.

공시가격 현실화율 변화로 인한 공시가격 변동이 주택 실거래가(매매 및 전세)에 미친 영향을 분석한 결과, 공시가격 공개 이후 매매 실거래가가 새

롭게 공개된 공시가격의 정보를 활용하여 공시가격의 서열에 맞춰 재정비되는 효과가 있는 것으로 나타났다. 다음으로 전세 임대 가격에 미친 영향을 분석한 결과, 공시가격상승으로 세 부담이 증가하는 경우 증가한 세 부담의 일부가 세입자에게 전가되는 것으로 나타났다.

또한 보유세 부담이 증가하는 경우 주택 소유자의 평균 소유주택 수는 감소하며 주택 보유자 중 다주택자의 비율 역시 감소하는 것으로 추정되었다. 하지만 이러한 결과는 「주택소유통계」 데이터상의 한계로 보유세 부담의 과소추정, 무주택자 표본 누락 등으로 인해 추정의 편의가 발생하고 있음에 유의해야 함을 밝혔다.

끝으로 본 연구는 공시가격 현실화 계획이 보유세 부담에 미친 영향에 대한 분석을 진행하였다. 2021~2022년 재산세(주택분)를 분석한 결과, 전체 재산세 부담 증가의 16%는 공시가격 현실화를 제고에 의한 것으로 분석하였으며 가상으로 설정한 2022년 현실화 계획 수정이 2023~2035년 재산세(주택분)에 미치는 영향을 추정한 결과, 계획 수정으로 인한 세 부담 감소는 2035년(현실화를 목표치, 80% 달성 시점), 약 2조원가량 세 부담이 감소하는 것으로 분석되었다.

본 보고서는 본원의 송경호 박사가 집필하였다. 저자는 본 연구의 진행과정에서 유익한 조언을 주신 익명의 심사자 두 분에게 깊은 감사의 말씀을 전한다. 또한 원내 세미나 과정에서 좋은 질문과 지적을 해 주신 원내 동료 박사님들, 자료 수집과 정리를 도와준 박진우 연구원에게도 감사의 뜻을 전한다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자의 의견이며, 본 연구원의 공식 견해가 아님을 밝힌다.

2022년 12월

한국조세재정연구원
원장 김 재 진

요약 및 정책적 시사점

정부는 지난 2020년 11월 「부동산공시법」에 따라 공시가격이 적정가격을 반영하고, 유형·가격대별 현실화율 격차 해소를 위해 현실화 계획을 수립하여 발표하였다. 공시가격 현실화율(공시가격/시세) 목표치를 90%로 설정하고 부동산 유형별·가격대별로 상이한 목표 도달 기간(5~15년)을 설정하였다. 하지만 공시가격 현실화 계획 진행에 의한 현실화율 제고, 높은 부동산 가격 상승 등의 영향으로 공시가격이 2년 연속 크게 상승하였으며 이와 동시에 공정시장가액비율과 종합부동산세율도 동시에 상향 조정되어 주택 소유자의 세부담이 크게 증가하였다.

현실화 계획은 시세를 현실적으로 반영하고 시세 반영률의 유형별, 가격대별 편차를 줄이고자 하는 당초 수립 취지에도 불구하고, 시세 상승으로 인한 보유세 등 국민 부담 증가로 인해 이에 대한 비판이 제기되고 있다. 또한 보유세 부담이 증가함에 따라 공시가격의 시세 반영률에 대한 정확성과 절차적 투명성에 대한 국민적인 요구 수준도 높아지고 있다. 이에 따라 윤석열 정부 110대 국정과제 중에 2022년 공시가격 변동으로 국민 부담이 급증하지 않도록 보완방안 마련 및 공시가격 현실화 계획을 재검토하는 내용이 포함되었다. 본 연구에서는 공시가격 현실화 계획으로 인한 주택 공시가격 현황을 점검하고, 이와 같은 정부의 정책 추진이 주택시장에 미친 영향을 다각도로 분석하였다.

국토교통부의 공동주택 공시가격 및 시세 자료를 활용하여 개별 주택단위에서 공시가격 현실화율을 계산하고 공시가격 현실화율 변화 현황에 대한 분석을 다각도로 진행한 결과, 공동주택 전체적으로 공시가격 현실화율은 2019년 68.48%에서 2022년 69.90%로 2020년 공시가격 현실화 제고 계획으로 인해 상향되었으며 균형성 제고 작업으로 인해 표준편차는 2019년 3.4에서 2022년 2.4로 분포가 작아지는 개선이 이뤄진 것으로 나타났다. 보다 구

체적으로 국소다항회귀(local polynomial regression)를 활용하여 가격대별 공시가격 현실화율 평균 그래프를 추정된 결과, 저가주택의 공시가격 현실화율이 고가주택보다 높은 역진적(regressive)인 현상이 공시가격 현실화 계획 추진 이후 완화되고 있는 것으로 나타났다. 가격대별 누진성·역진성에 대한 계량모형의 분석 결과도 이와 유사한 결과가 도출되었다. 가장 강건한(robust) 모형의 결과에 의하면 전체 가격 구간에서의 역진성의 정도가 2019~2022년 완화되었으며 10억원 이하의 저가주택 구간에서는 2019~2022년 역진성이 사라진 것으로 나타났다. 끝으로 10억원 이상의 고가주택 구간에서는 2019~2022년 누진성이 강화되었으며, 이러한 모든 변화는 통계적으로 유의한 변화인 것으로 추정되었다. 본 연구에서는 스피어만 순위상관계수와 공시가격-시세 순위(rank)의 격차 비율을 활용하여 공시가격 현실화율의 가격대별 현황에 대한 분석을 추가로 수행하였다. 스피어만 순위상관계수의 경우 평균이 점차 1에 가까워지고 있으며 시·군·구 간 차이(표준편차 기준)도 2022년의 경우 2019년의 1/5 이하로 축소되었다. 즉 동일한 지역 내 공시가격-시세의 서열(order)을 기준으로 평가하더라도 가격대 간 공시가격 현실화율의 균형성이 개선되고 있는 것으로 평가할 수 있다. 가격대별 공시가격 현실화율의 균형성 제고와 더불어 동일한 가격대 내에서 공시가격 현실화율의 균형성을 제고(분포를 축소)하는 것도 공시가격 현실화 제고 및 균형성 제고의 중요한 정책 목표 중에 하나이다. 동일 가격대 내에서의 공시가격 현실화율의 분포 변화를 가격대별 사분위수, 표준편차를 활용하여 분석을 진행한 결과, 2019년에는 저가주택에서 현실화율의 분포가 고가주택보다 더 큰 현상이 나타나고 있었으나 공시가격 현실화 계획이 추진된 이후 2022년에는 이와 같은 현상이 사라진 것으로 나타났으며 전체적인 동일 가격대 내의 현실화율 분포의 크기(사분위수 및 표준편차 기준)는 점진적으로 축소되는 개선이 이뤄지고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 본 연구에서는 개별 주택단위에서 공시가격-실거래가(매매 및 전세가격) 연결 표본 패널데이터를 활용하여 공시가격의 변화가 실거래가(매매 및 전세가격)에 미친 영향을 분석하였다. 개별 주택단위에서 공시가격 공개 시점 전후를 비교하였으며 공시가격 변화율의 차이를 정책변수로 활용

하였으며 매매실거래가 변화율 및 지역별(시군구)-가격대별(1억원 단위) 고정효과를 통제하여 실증분석을 수행하였다.

공시가격 변화가 주택매매가격에 미친 영향을 분석한 결과, 공시가격변동으로 인한 두 가지 효과(① 보유세 부담 효과 ② 기준가격효과) 중에서 ② 기준가격효과가 단기적으로 더 큰 것으로 나타났으며, 10%p 공시가격 인상이 주택가격을 1~1.4% 정도 인상시키는 것으로 나타났다. 또한 이와 같은 효과는 저가주택보다 고가주택에서 그 영향이 더 크게 추정되었다. 즉 공시가격 공개 이후 실거래가가 새롭게 공개된 공시가격의 정보를 활용하여 공시가격의 서열에 맞춰 재정비되는 효과가 있는 것으로 본 연구는 실증분석 결과를 해석하였다.

다음으로 공시가격 인상으로 인한 보유세 증가가 전세가격에 미친 영향을 분석한 결과에서는 공시가격이 10%p 상승하는 경우 전세가격은 약 1~1.3% 정도 상승하는 것으로 추정하였다. 하지만 분석 대상기간(2019년)은 매수자(임차인) 우위의 시장 상황으로 상대적으로 세부담의 전가가 발생하기 어려운 조건이었다. 따라서 시장 상황에 따라 세부담의 임대료 전가의 정도는 달라질 수 있어 다양한 시점 - 지역을 대상으로 보다 추가적인 분석이 필요하다. 조세부담의 귀착(tax incidence)에 관한 이론에 의하면 전세주택 수요자와 공급자의 상대적인 탄력성에 따라 보유세 부담의 귀착의 정도가 달라진다.

통계청 「주택소유통계」를 이용하여 보유세 부담 증가가 개인의 주택소유에 미친 영향 분석 결과에서는 보유세 부담이 50% 증가하는 경우 주택 소유자의 평균 소유주택 수는 약 0.126채 감소하는 것으로 추정되었으며, 주택 보유자 중 다주택자의 비율은 약 4.66%p 감소하는 것으로 추정되었다. 하지만 이러한 결과는 「주택소유통계」 데이터상의 한계로 보유세 부담의 과소추정, 무주택자표본 누락 등으로 인해 추정의 편의가 발생하고 있음에 유의해야 함을 밝혔다.

끝으로 본 연구는 공시가격 현실화 계획이 보유세 부담에 미친 영향에 대한 분석을 진행하였다. 2021~2022년 재산세(주택분)를 분석한 결과, 전체 재산세 부담 증가의 60%는 시세 상승, 16%는 공시가격 현실화율 제고, 24%는

누진세율 구조로 인한 복합요인에 의해 증가한 것으로 분석하였다. 가상으로 설정한 2022년 현실화 계획 수정이 2023~2035년 재산세(주택분)에 미치는 영향을 추정한 결과, 계획 수정으로 인한 세부담 감소는 2035년(현실화율 목표치, 80% 달성 시점), 2조원가량 세부담이 감소하는 것으로 분석되었다.

보유세 부담은 주택가격 안정화 수단으로 빈번하게 활용되고 있다. 「종합부동산세법」 제1조에서는 “고액의 부동산 보유자에 대하여 종합부동산세를 부과하여 부동산보유에 대한 조세부담의 형평성을 제고하고, 부동산의 가격 안정을 도모함으로써 지방재정의 균형발전과 국민경제의 건전한 발전에 이바지함을 목적으로 한다.”라고 명시되어 있어, 종부세를 주택가격 안정화 수단으로 사용하도록 되어 있다. 공시가격 현실화를 제고는 주택의 시세가 동일하더라도 종합부동산세, 재산세의 과세표준이 되는 공시가격을 인상시킴으로써 보유세 부담 증가를 야기하였으며 2021년은 주택 시세 증가, 공시가격 현실화를 제고, 세율 증가 등의 복합요인으로 보유세 부담이 크게 증가하였다.

하지만 실증분석 결과, 공시가격 현실화율을 제고를 통한 세부담 증가는 이 시기에 주택가격 상승을 안정화시키는 데에는 기여하지 못한 것으로 나타났다. 오히려 다수의 가격대에서 공시가격 인상은 주택매매가격을 인상시키는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 보유세 부담 증가를 통한 가격안정화 효과①(보유세 부담 효과)보다는 ② 기준가격효과가 더 큰 것으로 나타났으며, 이로 인해 공시가격 정보 공개 이후 실거래가가 공시가격의 서열에 맞춰 재정비되는 효과가 실증분석 결과 도출되었다.

세부담이 크게 증가하더라도 시장 참여자들이 향후 주택가격의 상승을 기대하고 있는 경우, 이로 인한 자본이득의 기쁨값이 세부담 증가보다 더 클 수 있어 세부담 증가의 주택가격 안정화에 미치는 영향은 제한적일 가능성이 있다.

이와 더불어 증가한 세부담은 통계적으로 유의하게 세입자에게 전가가 되는 것으로 추정되었다. 주택소유통계 미시데이터를 분석한 결과 세부담이 증가하는 경우 다주택자는 주택 보유 수를 줄이는 효과가 통계적으로 유의하게 나타나지만 증여를 통해 보유 주택 수를 줄이는 경우 이를 통한 가격

안정화 효과는 미미할 수 있다. 본 연구의 다양한 실증분석 결과를 기반으로 조세부담을 통해 주택가격에 영향을 미치고자 하는 시도는 그 효과가 제한적이며 통계적으로 유의하게 나타나지 않고, 세부담 전가 등의 부작용이 발생할 수 있으므로 보다 신중하게 접근해야 함을 권고한다. 또한 공시가격 현실화율 제고는 공시가격이 적정가격을 반영하고 균형성을 제고하기 위한 목적으로 추진되고 있으며 조세정책이 아님에도 불구하고 세금부담에 큰 영향을 미치고 주택시장에도 다양한 측면(매매가격, 전세 임대가격, 보유세 부담 등)에서 영향을 줄 수 있다는 점을 유념할 필요가 있다.

목 차

I. 서론	17
II. 제도 현황	20
1. 공시제도 도입과 현실화	20
2. 주택가격 공시제도	21
3. 공시가격 현실화 계획(2020)	27
III. 선행연구	30
1. 공시가격 관련 선행연구	30
2. 보유세 부담의 영향에 관한 연구	37
IV. 실증분석 1: 공시가격 현실화율 현황	42
1. 공시가격 현실화율	42
2. 가격대별 공시가격 현실화율	45
3. 동일 가격대의 공시가격 현실화율 분포	59
4. 공시가격 현실화율 소결	66
V. 실증분석 2: 공시가격 현실화가 주택시장에 미친 영향	68
1. 공시가격 현실화가 주택매매가격에 미친 영향	68
2. 공시가격 현실화가 전세가격에 미친 영향: 보유세 부담의 전가	94
3. 보유세 부담이 소유주택 수에 미친 영향	106
4. 공시가격 현실화가 보유세(재산세) 부담에 미친 영향	121

VI. 요약 및 정책시사점	136
1. 실증분석 결과 요약	136
2. 정책시사점 및 제언	138
참고문헌	141
부록	144

표목차

〈표 Ⅰ-1〉 연도별 공동주택 공시가격 변동률	17
〈표 Ⅰ-2〉 시도별 공동주택 공시가격 변동률	17
〈표 Ⅱ-1〉 부동산 공시가격 도입 주요 연혁	25
〈표 Ⅱ-2〉 공시가격의 활용	26
〈표 Ⅱ-3〉 시세구간별 공동·표준주택 현실화율	28
〈표 Ⅱ-4〉 공시가격 현실화율 제고분	29
〈표 Ⅲ-1〉 9·13 대책 종합부동산세 개편방안	38
〈표 Ⅲ-2〉 9·13 대책 종합부동산세 개편 효과	38
〈표 Ⅲ-3〉 9·13 대책 전후 공시가격별 연간 주택가격 상승률 변화(서울지역) ..	39
〈표 Ⅳ-1〉 공동주택 기초통계량	42
〈표 Ⅳ-2〉 가격 구간별 현실화율 모형 1-1	50
〈표 Ⅳ-3〉 가격 구간별 현실화율 모형 1-2	51
〈표 Ⅳ-4〉 가격 구간별 현실화율 모형 1-3	52
〈표 Ⅳ-5〉 가격 구간별 현실화율 모형 2-1	53
〈표 Ⅳ-6〉 가격 구간별 현실화율 모형 2-2	54
〈표 Ⅳ-7〉 가격 구간별 현실화율 모형 2-3	55
〈표 Ⅳ-8〉 스피어만 순위상관계수 연도별 변화	57
〈표 Ⅳ-9〉 연도별 공시가격-시세 순위 격차 비율	58
〈표 Ⅳ-10〉 주택가격대별 공시가격 현실화율 분포(사분위수)	63
〈표 Ⅳ-11〉 주택가격대별 공시가격 현실화율 분포(표준편차)	64
〈표 Ⅴ-1〉 종합부동산세율 변화(2020~2021년)	70

〈표 V-2〉 재산세 과세표준 기준(2020~2021년)	71
〈표 V-3〉 재산세율 변화(2020~2021년)	71
〈표 V-4〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향	75
〈표 V-5〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(실거래 통제)	77
〈표 V-6〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(주택가격대별)	79
〈표 V-7〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향 (주택가격대별, 실거래가상승률 추가 통제)	80
〈표 V-8〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(1억원 단위 가격대별)	82
〈표 V-9〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향 (과거 실거래가 상승률 추가 통제)	83
〈표 V-10〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(서울특별시)	86
〈표 V-11〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향: 서울특별시 (실거래통제)	87
〈표 V-12〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(수도권)	88
〈표 V-13〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향: 수도권(실거래가 통제) ..	89
〈표 V-14〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(지방광역시)	89
〈표 V-15〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향: 지방광역시 (실거래가 통제)	90
〈표 V-16〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향 (주택가격대별, 분석 결과 종합)	92
〈표 V-17〉 종합부동산세 지역별 현황(주택분)	94
〈표 V-18〉 재산세 지역별 현황(주택분)	95
〈표 V-19〉 주택 보유세 지역별 현황	96
〈표 V-20〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향(2~4월)~(5~7월)	100
〈표 V-21〉 거주지역별 1인당 평균 소유주택 수 현황	106
〈표 V-22〉 거주지역 및 소유물건 수별 주택 소유자 현황	107
〈표 V-23〉 주택 2건 이상 소유자·소유가구 비중 상위 지역(시·구 기준)	109

〈표 V-24〉 가구주 연령대별 가구의 주택 소유율	110
〈표 V-25〉 보유세 부담이 소유주택 수에 미친 영향(지역별)	113
〈표 V-26〉 개인별 주택소유 현황 변화	116
〈표 V-27〉 보유세 부담이 다주택자 비율에 미친 영향(지역별)	116
〈표 V-28〉 보유세 부담이 소유주택 수 및 다주택자 비율에 미친 영향(연령대별) ...	119
〈표 V-29〉 연령대별 주택소유 건수 증가·감소 현황	119
〈표 V-30〉 연령대별 주택소유 증가·감소 기여도	120
〈표 V-31〉 주택 보유세의 변화	122
〈표 V-32〉 공시가격 현실화 로드맵 기존 계획 및 수정안(가상 시나리오)	123
〈표 V-33〉 공시가격 현실화 계획 수정(가상 시나리오)의 재산세(주택분) 부담 감소 효과	125
〈표 V-34〉 시세 1억원 단위 재산세(주택분) 기존 계획·수정 계획(가상 시나리오) 비교(공동주택)	127
〈표 V-35〉 시세 1억원 단위 재산세(주택분) 기존 계획·수정 계획(가상 시나리오) 비교(단독주택)	130

그림목차

[그림 II-1] 부동산 공시가격 제도 개요	23
[그림 II-2] 표준과 개별주택가격 조사산정 절차	23
[그림 II-3] 시세구간별 현실화율 분포	29
[그림 IV-1] 공동주택 연도별 공시가격 현실화율 분포	43
[그림 IV-2] 연도별-시세별 공시가격 현실화율(최근 4개년 비교)	46
[그림 IV-3] 개별주택의 시세 상승률과 공시가격 상승률 비교	48
[그림 IV-4] 연도별 스피어만 순위상관계수 분포 변화	57
[그림 IV-5] 공동주택 연도별-시세별 공시가격 현실화율(최근 4개년 비교)	59
[그림 IV-6] 연도별 현실화율 격차에 따른 현실화율 제고분	61
[그림 IV-7] 가격대별 공시가격 현실화율 분포	65
[그림 V-1] 실거래가의 지역별 분포	85
[그림 V-2] 플라시보(Placebo) 테스트 월별 추정 값과 95% 신뢰구간	103
[그림 V-3] 전세가격 및 거래 동향	104
[그림 V-4] 거주지역 및 소유물건 수별 구성비	108
[그림 V-5] 주택소유 변화	115
[그림 V-6] 주요국의 부동산 보유세(GDP 대비 비율)	122
[그림 V-7] 공시가격 현실화 계획 수정(가상 시나리오)의 재산세(주택분) 부담 감소 효과	126
[그림 V-8] 공시가격 현실화율 시세구간-유형별 추세	133

I. 서론

정부는 지난 2020년 11월 「부동산공시법」에 따라 공시가격이 적정가격을 반영하고, 유형·가격대별 현실화율 격차 해소를 위해 현실화 계획을 수립하여 발표하였다. 공시가격 현실화율(공시가격/시세) 목표치를 90%로 설정하고 부동산 유형별·가격대별로 상이한 목표 도달 기간(5~15년)을 설정하였다. 하지만 공시가격 현실화 계획 진행에 의한 현실화율 제고, 높은 부동산 가격 상승 등의 영향으로 공시가격이 2년 연속 크게 상승하였으며(〈표 I-1〉), 이와 동시에 공정시장가액비율¹⁾과 종합부동산세율도 동시에 상향 조정되어 주택 소유자의 세 부담이 크게 증가하였다.

〈표 I-1〉, 〈표 I-2〉는 각 연도별, 시도별 공동주택의 공시가격 변동률을 보여준다. 2021년의 경우 전년 대비 공시가격은 19.08% 상승하여 2007년 22.7% 상승 이후로 최대 폭으로 상승하였으며 지역별로 전년 대비 상승률은 서울 19.91%, 부산 19.67%, 세종 70.68% 등으로 나타났다.

〈표 I-1〉 연도별 공동주택 공시가격 변동률

(단위: %)

연도	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
변동률	16.2	22.7	2.4	-4.6	4.9	0.3	4.3	-4.1	0.4	3.1	5.97	4.44	5.02	5.23	5.98	19.08

자료: 국토교통부, 「2021년 공동주택 공시가격(안) 열람」, 보도자료, 2021. 3. 15.

〈표 I-2〉 시도별 공동주택 공시가격 변동률

(단위: %)

구분	전국	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	세종
2020년	5.98	14.73	0.02	-0.01	0.87	0.80	14.03	-1.51	5.76
2021년	19.08	19.91	19.67	13.14	13.60	4.76	20.57	18.68	70.68

1) 공정시장가액비율: 2019년 85%, 2020년 90%, 2021년 95%, 2022년 100%.

〈표 1-2〉의 계속

(단위: %)

구분	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
2020년	2.72	-7.01	-4.40	-0.55	-3.65	0.82	-4.43	-3.79	-3.98
2021년	23.96	5.18	14.21	9.23	7.40	4.49	6.30	10.15	1.72

자료: 국토교통부, 「2021년 공동주택 공시가격(안)」 열람, 보도자료, 2021. 3. 15., p. 4

현실화 계획은 시세를 현실적으로 반영하고 시세 반영률의 유형별, 가격대별 편차를 줄이고자 하는 당초 수립 취지에도 불구하고, 시세 상승으로 인한 보유세 등 국민 부담 증가로 인해 이에 대한 비판이 제기되고 있다. 또한 보유세 부담이 증가함에 따라 공시가격의 시세 반영률에 대한 정확성과 절차적 투명성에 대한 국민적인 요구 수준도 높아지고 있다. 이에 따라 윤석열 정부 110대 국정과제 중에 2022년 공시가격 변동으로 국민 부담이 급증하지 않도록 보완방안 마련 및 공시가격 현실화 계획을 재검토하는 내용이 포함²⁾되었다.

본 연구에서는 공시가격 현실화 계획으로 인한 주택 공시가격 현황을 점검하고 이와 같은 정부의 정책 추진이 주택시장에 미친 영향을 다각도로 분석하고자 한다. 제Ⅱ장에서는 공시가격 제도의 현황을 개관하고 2020년 11월에 발표된 공시가격 현실화 계획을 정리한다. 제Ⅲ장에서는 공시가격 변동 및 세부담 증가가 주택시장에 미친 영향에 대한 선행연구를 정리한다. 다음으로 제Ⅳ장에서는 공시가격 현실화 이행 현황을 다양한 지표를 통해 실증 분석하고, 이를 토대로 기존 계획의 문제점 및 보완 방안을 도출한다. 제Ⅴ장에서는 공시가격 현실화가 주택시장에 미친 다양한 영향에 관하여 실증분석을 진행한다. 우선 공시가격 현실화에 따른 세부담 증가가 주택매매가격에 미친 영향을 분석하고 다음으로 증가한 세부담이 전월세 임대가격으로 전가가 되었는지에 대한 분석을 진행한다. 또한 공시가격 현실화로 인한 세부담 증가가 주택 소유자의 행태에 미친 영향(보유 주택 수 및 다주택자 비율 등)을 「주택소유통계」를 활용하여 분석한다. 끝으로 지난 2020년 11월에 수립되어

2) 제20대 대통령직인수위원회, 「윤석열정부 110대 국정과제」, 2022. 5.

진행 중인 공시가격 현실화 계획이 세부담 변화에 미친 영향과 2022년 현실화 계획 수정이 향후 세부담 변화에 미칠 영향을 시뮬레이션을 통해 예측한다. 제Ⅵ장에서는 논의의 내용을 정리하고 정책적 시사점을 도출한다.

II. 제도 현황

제 II 장에서는 주택을 중심으로 부동산 공시제도의 제도 현황 및 공시가격 현실화 계획 및 관련 문제들을 정리하고 소개한다.

1. 공시제도 도입과 현실화

정부는 다원화된 지가체계³⁾를 일원화하여 효율적 운영을 도모하고 이에 대한 공신력을 제고하기 위해 1989년 공시지가 제도를 도입하였다. 이에 따라 1993년까지 토지에 대한 과세기준 현실화를 우선적으로 추진하였으나 이 시기 토지 가격이 급등하면서 목표 달성에 어려움이 존재하였다. 이후 2000년, 공시지가 현실화 계획에 따라 2003~2005년 현실화율을 제고하였다. 보다 구체적으로 시세반영률을 2005년까지 9%로 높이고자 공시지가를 조정하였으나, 공시지가 현실화율의 기준이 되는 시세를 산정⁴⁾함에 있어 인근 지역 개발로 인한 시세 급등 등 개발 이익을 배제함에 따라 시세를 반영한 공시지가의 현실화에는 한계가 있었다.

이후 2005년, 부동산 관련 과세 형평성을 제고하기 위해 주택공시제도가 도입되어 토지와 건물을 통합하여 평가하고 이를 통해 과세하는 방안이 결정(2004. 9.)된 이후, 「지가공시 및 토지 등의 평가에 관한 법률(이하, 지가공시법)」을 「부동산 가격공시에 관한 법률(이하, 부동산 가격공시법)」로 개정하게 되었다. 이에 따라 주택 공시가격 도입에 따른 재산세 부담 급증에 대비, 재산세 부과체계를 개선하고 재산세율을 인하⁵⁾(2005. 1., 「지방세법」 개정)

3) 기준지가(국세, 국세청), 시가표준액(지방세, 내무부), 기준지가(공공보상, 건설부) 등

4) 시장에서 거래될 수 있는 가장 낮은 가격, 즉 하한가격을 시세로 산정하여 실제 적정 시세와 차이가 발생하였다.

5) 재산세(건물: 6구간 0.3~7%)에서 재산세(3구간: 0.15~0.5%), 종합토지세(토지: 9구간 0.3~

하였다.

끝으로 가장 최근인 2019~2020년 공시에서는 부동산 유형별·가격대별 시세 반영률의 균형성 및 형평성을 개선하고 시세 반영률을 상향 조정하는 방안을 추진하였고 고가주택의 시세 반영률이 중저가주택보다 낮은 문제를 우선적으로 조정하고자 하였다.

2. 주택가격 공시제도

가. 도입 배경 및 추진 경위

1989년 법률 제정으로 토지에 대한 모든 공적평가는 공시지가로 일원화 하였으나, 건물평가는 여전히 활용 목적과 담당기관에 따라 다르게 조사·평가되었다. 국세청은 건물신축단가를 기준으로 기준시가를 산정하여 이를 양도소득세 부과에 적용하였으나, 행정안전부에서는 기준시가와 유사한 방식의 시가표준액을 산정하여 재산세 부과에 적용하였다. 하지만 이와 같이 건물신축단가를 기초로 건물을 평가하는 원가방식은 시장가격 수준을 제대로 반영하지 못하여 시장가격 수준과 큰 차이를 보이는 문제가 있었다. 시장 가격과 괴리된 별도 주택 평가가격들은 과세 불평등이 초래되고 2000년 이후 급격한 부동산가격 상승을 계기로 다양한 세제개편이 추진되면서 기본 평가체제에 대한 개편이 요구되었다.

이에 따라 토지와 건물을 같이 평가하되, 시장가치에 기초한 평가를 이루기 위해 2004년 9월 토지와 건물을 통합 평가하는 방식으로 평가체제를 개편하였다. 토지와 건물을 통합하여 평가하고 과세하는 방안이 추진된 이후 「지가공시법」을 「부동산 가격공시법」으로 개정하였으며 2005년 주택공시제도 도입하였다. 또한 재산세율을 인하하는 등 재산세 부과체제를 개선하였고, 체제 개편에 따른 예상치 못한 부작용이 발생하는 것을 최소화하기 위해 적용 대상을 주택(단독 및 공동주택)으로 한정하였다.

2%)로 변경되었다.

나. 표준주택과 개별주택의 조사 대상과 체계

단독주택 중 대표성이 인정되는 24만호를 표준(단독)주택으로 선정, 적정 가격을 조사·산정하여 국토교통부 장관이 공시한다. 표준주택은 국가·지방자치단체 등의 기관이 개별주택가격의 산정 등에 효율적으로 활용할 수 있도록 선정·관리되어야 하며, 해당 지역의 일반적·평균적 단독주택 가격 수준 및 변화를 보일 수 있어야 한다. 또한 표준주택의 토지 및 건물은 대표성·중용성·안정성·확장성이 있어야 한다. 2021년 기준 도시에 63.72% 정도 위치하고 있으며, 주거지역 48.34%, 관리지역 33.13%, 녹지지역 7.84% 순으로 위치하고 있다. 행정구역 개편·도시계획사항의 변경 등 선정기준에 부합되지 아니하는 경우나 비교표준주택으로서의 활용성이 낮을 경우 대체할 수 있다.

표준주택가격은 한국부동산원이 가격산정을 위한 자료를 수집하고 개별주택의 특성을 조사하여 적정가격을 산정하며 이를 중앙부동산가격공시위원회 심의를 거쳐 공시한다. 또한 개별 단독 주택 공시가격은 개별주택과 유사한 특성을 갖는 표준주택들을 비교·평가하여 비준표상의 주택 특성에 따른 가격배율을 산정하고 이를 비교 대상 표준주택가격에 곱하여 추정하는 방식을 사용하고 있다.

다. 공동주택 조사 대상과 조사체계

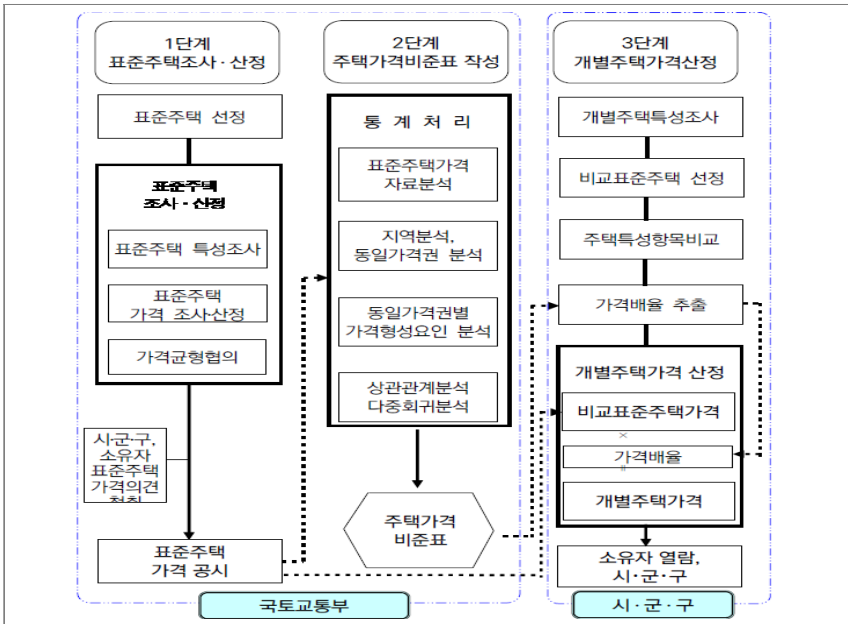
공동주택 약 1,400만호는 한국감정원에서 전수 조사하여 국토교통부 장관이 가격을 공시한다. 공동주택가격은 한국부동산원이 현장조사 및 지역분석을 통해 적정가격을 평가하며 이를 소유자에게 열람하여 의견을 청취하고 이의 신청이 접수된 주택에 대하여 가격을 재조사하는 절차를 거치고 최종적으로 중앙부동산가격공시위원회 심의를 거쳐 공시한다. [그림 II-1]은 부동산 유형별 공시가격 제도의 개요, [그림 II-2]는 표준·개별주택의 조사산정 절차를 보여준다.

[그림 11-1] 부동산 공시가격 제도 개요



자료: 이형찬 외, 『부동산 공시가격 현실화 로드맵 수립방안 연구』, 국토연구원, 2020, p. 18

[그림 11-2] 표준과 개별주택가격 조사산정 절차



자료: 국토교통부, 『부동산 가격 공시에 관한 연차보고서』, 2020a, p. 24

라. 부동산 공시가격 법령 체계 및 변천사

부동산 가격공시에 관한 법령은 「부동산 가격공시에 관한 법률」 및 동법 시행령·시행규칙을 상위 법령으로 하고, 토지와 주택에 관한 하위 법령으로 구성된다. 토지에 관한 가격공시제도인 표준지공시지가 및 개별공시지가에 관하여는 「표준지의 선정 및 관리지침」, 「표준지공시지가 조사·평가기준」, 「개별공시지가의 검증업무 처리지침」, 「지가현황도면의 작성 및 활용지침」이 있다. 표준·단독주택가격에 관하여는 「표준주택의 선정 및 관리지침」, 「개별주택가격의 검증업무 처리지침」, 「주택가격현황도면의 작성 및 활용지침」 등 지침이 있으며, 공동주택에 관한 가격공시제도인 공동주택가격에 관하여는 「공동주택가격 조사·산정 기준」이 있다.

관련 법령들은 제정 이후 수차례에 걸친 개정을 통해 현재에 이르렀으며 주요 내용은 다음과 같다. 「부동산 가격공시에 관한 법률」은 제정 당시 표준지에 대한 적정가격만을 공시했지만 2005년 개정으로 주택가격 공시제도(표준주택가격, 개별주택가격, 공동주택가격)를 도입하였다. 또한 2016년 추가적인 개정을 통해 표준지 조사·평가에 단수평가제(감정평가사 1인이 평가, 기존에는 2명 이상이 평가하는 복수평가제)를 일부 도입하고 개별주택가격 검증 업무 등을 한국감정원에 의뢰하도록 하는 등 효율화를 시도하였다. 「표준지공시지가 조사·평가 기준」은 2016년 개정을 통해 표준지 선정 관련 지자체 협의사항을 추가하고 평가가격의 결정 규정을 개선하였으며, 2019년 시행되었던 개정을 통해 「도시 및 주거환경정비법」 개정사항을 반영하고 상업·업무용 토지평가 시 수익환원법 적용 예외사유를 추가하였다.

법령 개정 등에 따라 토지 및 주택에 대한 공시가격이 변화한 내용은 다음 내용과 같다. 1993년까지 토지 과세기준 현실화를 추진하였으나 지가 급등으로 목표 달성에 한계가 있었다. 2000년 공시지가 현실화 계획에 따라 2003년부터 2005년까지 지가변동률을 상회하는 공시지가 조정을 통해 시세 반영률을 90%까지 늘리는 현실화 계획을 추진했지만 시세 산정 시 개발이익 등을 배제함에 따라 적정 가격 기준의 현실화를 이루지 못하였으며 2019년 공시부터 현실적인 시세 산정에 기반한 공시지가 현실화를 제고하기 시작하

였다. 2020년 부동산 공시가격 현실화 계획을 통해 유형별·시세구간별로 공시가격이 시세의 90%를 반영하도록 목표를 설정하였다.

〈표 II-1〉 부동산 공시가격 도입 주요 연혁

연월	내용
1989. 4.	- 표준지 공시지가 공시제도 도입
1995. 12.	- 개별 공시지가 공시제도 시행
1996. 12.	- 표준지 선정 및 관리지침 도입
2003. 2.	- 표준지 분포기준 개정
2005. 1.	- 표준주택가격, 개별주택가격, 공동주택가격 공시제도 도입
2005. 9.	- 표준주택의 선정 및 관리지침 도입
2006. 12.	- 표준지 분포기준 개정
2010. 8.	- 표준주택 규모 변경 및 표준주택 분포 재설계
2013. 8.	- 표준주택 조사·평가 단수평가제 도입
2016. 1.	- 표준지 조사·평가 단수평가제 일부 도입 - 표준주택 가격 조사·산정 및 개별주택가격 검증을 한국감정원에 의뢰 - 비주거용 가격공시제도를 규정
2017. 10.	- 표준지 및 표준주택 분포기준 재설계
2021. 1.	- 표준지·표준주택 가격 조사·산정 및 개별주택가격 검증을 기존 한국감정원에서 한국부동산원으로 변경
2021. 8.	- 개별공시지가의 검증항목 중 전년도 개별공시지가와의 균형유지를 삭제 - 토지·주택 간 특성 일치, 용도지역 및 토지이용 상황 등 주요 특성이 공부와 일치하는지 여부 등을 검증 항목에 추가

자료: 국토교통부, 『부동산 가격공시 제도의 개선방향 연구(Ⅰ)』, 2020b, p. 22를 바탕으로 저자 재작성

마. 부동산 공시가격의 활용 및 공시가격의 문제점

부동산 공시가격은 기초연금이나 기초생활보장 등의 복지분야, 각종 부담금 산정기준 등 2021년 기준 총 60여 개의 각종 목적에 따라 활용되고 있다. 〈표 II-2〉는 공시가격을 직간접적으로 활용하는 제도를 정리하여 보여준다.

〈표 II-2〉 공시가격의 활용

구분	항목
복지	기초연금대상자 판단기준, 기초생활보장 대상자 판단기준, 취업 후 학자금장기상환 대상자 판단기준, 장애인연금 대상자 판단기준, 지역 건강보험료 부과기준, 건강보험료 피부양자 자격 인정기준, 생계유지곤란 병역감면 판단기준, 근로장려금 신청자격 판단 기준, 교육비 지원 대상 선정, 공공주택 입주자 자격 등
부담금	개별부담금 부과액 산정, 재건축부담금 부과액 산정, 농지보전부담금 부과액, 개발제한구역 보전 부담금
행정 목적	국공유재산 대부 및 사용료 산정, 도로점용료 산정기준, 초지조성 시 국공유지 대부로 산정, 공직자 재산공개 시 기준, 민사소송 소가 및 인지대 산정, 지적확정에 따른 조정금 산정 기준, 실거래신고가격 검증, 국부추계(국민대차대조표), 공시사항 전산자료 관리, 중개대상물 정보, 국민주택채권 매입기준, 농업기반시설 목적외 사용 경비, 공공시행자 택지 활용 시 비용정산 기준, 농지전용심사 기준, 전용허가 받지 않은 농지의 벌금산정, 과태료·벌금부과기준, 사전채무조정, 주택자금 소득공제, 청약가점제 무주택자분류, 허가구역 내 토지거래허가기준, 지방공기업 중요자산 결정기준
조세	재산세, 취득세, 종합부동산세, 양도소득세, 상속세, 증여세, 등록면허세, 농어촌주택 취득자의 양도소득세 면제 기준
부동산 평가	보상평가*, 경매평가*, 담보평가*, 국공유지 매각평가*, 개발제한구역 토지매수가 산정*, 중요자산취득 및 처분 판단기준*, 매수대상토지의 판정기준*, 선매 및 불허처분 토지매수 가격 산정*, 장기미집행 도시계획시설부지 매수청구금 산정*, 농지의 처분명령 및 매수청구, 도로 매수청구시 매수예상가격*, 하천구역토지의 매수청구가격*, 일반거래지표*, 사회복지·공익 법인등의 기본 재산의 처분*, 산지매수평가*, 사학기관·기술대학 학교설립에 따른 수익용 기본재산 산정, 자산재평가, 현물출자 자본금 산정기준*, 공동주택 분양 가격 산정, 산업기술혁신사업비 산정기준

주: *는 표준지공시지가 활용

자료: 국토교통부, 『부동산 가격공시에 관한 연차보고서』, 2020a, p. 36

이처럼 다양한 행정목적으로 사용되는 공시가격에 대하여 여러 가지 문제점이 제기되고 있다. 우선은 공시가격과 시세와의 괴리에 관한 부분으로 이는 공시가격에서 평가·산정하는 적정가격의 개념이 여러 가지로 해석될 여지가 있어 발생하는 문제이다. 적정가격이란 토지, 주택 및 비주거용 부동산에 대하여 통상적인 시장에서 정상적인 거래가 이루어지는 경우 성립될 가능성이 가장 높다고 인정되는 가격으로, 표준지 공시지가의 법적 성격 측면에서 볼 때 적정가격은 시장가치를 기초로 산정된 정책적 가격의 특성을 가진다. 이때 공시가격이 재산세, 종합부동산세 등의 과세표준으로 사용되는 점(조세저항)으로 인해 공시가격이 시장 가치인 시세의 변동 중에서 일정 부분만을

반영하고 있고, 이로 인해 공시가격과 시세와의 괴리가 발생한다. 또한 이러한 문제는 부동산 가격이 급격하게 변동하는 시기에 더욱 심화된다.

개별부동산의 공시가격이 과세 등의 기준임에도 불구하고 도입 초기부터 조세저항 등의 이유로 적정가격으로 공시하지 못해 공시가격과 시장가치의 차이가 발생한 것이 문제점으로 제기되고 있다. 공시지가가 토지 공개념의 차원에서 도입되어 낮은 가격으로 출발하였고, 재산세 등의 증가에 따른 조세저항을 우려한 지자체들이 공시지가 현실화를 기피하는 현상이 발생하였다.

또한 적합도가 낮은 가격비준표, 특성조사 및 비교표준 부동산 선정 과정에서 오류 등으로 인해 개별 부동산 공시가격 산정과정에서 시장가치와 편차가 커질 수 있다. 반면 시세반영률(현실화율)을 높일 경우 보유세 등의 과세표준이 되는 부동산 공시가격이 상승하고 이로 인해 부동산 관련 국민 부담이 증대될 것이며, 부동산 가격대별로 시세반영률을 차등하여 적용할 경우 과세 형평성이 저해될 수 있다. 실거래가, 평가 선례 등의 가격조사 자료를 사용하여 거래사례비교법을 주로 사용하는 표준지 및 표준주택 공시가격 평가·산정 시 조사자의 자의적 판단이 개입 가능하기 때문에 적합한 시세와 괴리가 발생할 수 있다. 또한 개별 공시가격 산정 시 개별 부동산의 특성과 가격대가 유사하여 비교대상이 되는 표준지 및 표준주택을 선정하지 못하는 경우가 발생 가능하여 공시가격에 대한 전반적인 신뢰도가 저하될 수 있는 문제가 존재한다.

3. 공시가격 현실화 계획(2020)⁶⁾

다음으로 제3절에서는 지난 2020년 11월에 발표된 공시가격 현실화 계획의 주요 내용을 소개하고 정리한다.

공시가격은 적정가격을 반영해야 하나 적정가격보다 낮게 공시하는 관행이 지속되어 평균 현실화율(공시가격/시세) 수준은 부동산 유형별 50~70%

6) 제3절의 내용은 국토교통부, 「부동산 공시가격 현실화 계획」, 보도자료, 2020. 11. 3.의 자료를 인용하였다.

수준으로, 적정가격을 공시하도록 규정한 「부동산공시법」 취지에 부합하지 않는 문제점이 지적되어 왔다. 이를 해결하기 위해 2019~2020년 시세반영률을 높이고자 노력하였지만 공시가격 현실화율은 유형별로 평균 1~3%p 제고되는 수준에 그쳤다.

또한 2018년 이전에는 시세변동을 공시가격이 체계적으로 반영하지 못하여 시세와의 격차가 지속적으로 나타났다. 보다 구체적으로 2018년까지는 공시가격을 결정함에 있어 시세변동, 경제여건 및 과표 현실화 등을 모두 종합적으로 고려하여 공시가격을 결정하였으나 2019년 공시부터는 시세산정에 기반한 공시가격이 적용되었다.

이와 더불어 공시가격 시세반영률의 균형성 확보가 시급한 것으로 나타났다. 예를 들어 같은 주택이면서도 공동주택과 단독주택 간 현실화율 격차가 약 15%p 벌어지는 등(〈표 II-3〉) 유형 간 현실화율 불균형은 지속되었다.

〈표 II-3〉 시세구간별 공동·표준주택 현실화율

(단위: %)

구분	전체	9억원 미만				9억원 이상				
		~3 억원	3억~ 6억원	6억~ 9억원	9억~ 12억원	12억~ 15억원	15억~ 30억원	30억원 ~		
공동	69.0	68.1	68.4	68.2	67.1	72.2	68.8	69.7	74.6	79.5
표준 (단독)	53.6	52.4	52.7	52.2	52.4	56.0	53.4	53.7	56.0	62.4

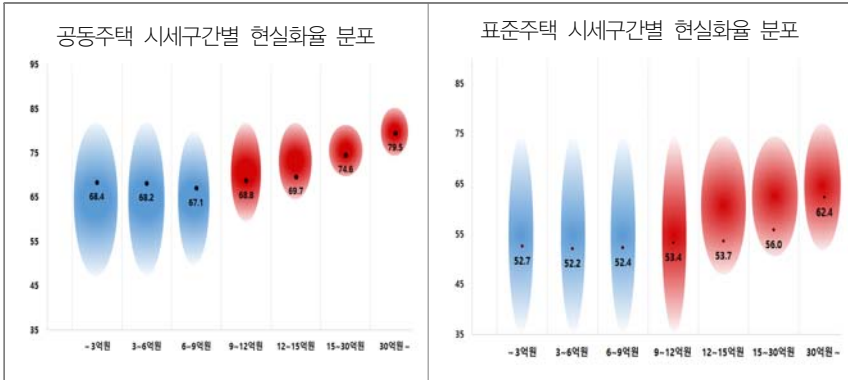
자료: 국토교통부, 「부동산 공시가격 현실화 계획」, 보도자료, 2020. 11. 3., p. 2

9억원 이상 고가와 9억원 미만 중저가주택 간 현실화율이 역전된 현상은 해소되었으나, 중가주택과 저가주택 간 역전현상⁸⁾은 개선이 미흡한 것으로 나타났다. 부동산의 유형과 가격대가 동일·유사함에도 불구하고 공시가격의 시세반영률에 편차가 크게 존재하여 조세 등 국민 부담의 형평성을 저해하는 요인으로 작용하고 있다.

7) (현실화율, 2018년 → 2020년) 토지 62.6 → 65.5%, 표준주택 51.8 → 53.6%, 공동주택 68.1 → 69.0%

8) 2020년 공동주택 현실화율: (6억~9억원) 67.1% vs (6억원 미만) 68.3%

[그림 II-3] 시세구간별 현실화율 분포



자료: 국토교통부, 「부동산 공시가격 현실화 계획」, 보도자료, 2020. 11. 3., p. 3

이와 같은 문제를 해결하기 위해 지난 2020년 정부는 공시가격 현실화 계획을 발표하고 부동산 유형별·가격대별로 달성 기한을 달리하여 현실화율 목표 90%를 달성한다는 계획을 제시하였다. <표 II-4>는 공시가격 현실화 계획에 의한 주택 유형별·가격대별 매년 현실화제고분에 대한 내용을 정리한 것이다.

<표 II-4> 공시가격 현실화율 제고분

구분	기간	식	
9억원 이상 주택	-	$a = (90\% - \text{전년도 현실화율}) / \text{잔여 도달기간}$	
9억원 미만 주택	2021~2023	공동주택	$a = (70\% - \text{전년도 현실화율}) / 2023\text{년까지 잔여 도달기간}$
		단독주택	$a = (55\% - \text{전년도 현실화율}) / 2023\text{년까지 잔여 도달기간}$
	2024~	공동주택	$a = (90\% - \text{전년도 현실화율}) / \text{잔여 도달기간}$
		단독주택	$a = (90\% - \text{전년도 현실화율}) / \text{잔여 도달기간}$
토지	-	$a = (90\% - \text{전년도 현실화율}) / \text{잔여 도달기간}$ a 상한 6%p 적용	

자료: 국토교통부, 「부동산 공시가격 현실화 계획」, 보도자료, 2020. 11. 3. 자료를 이용하여 저자 작성

Ⅲ. 선행연구

제Ⅲ장에서는 부동산 공시가격 제도와 관련된 선행연구와 세부담이 주택 시장에 미치는 영향에 관한 선행연구를 정리하여 소개한다.

1. 공시가격 관련 선행연구

공시가격제도와 관련된 선행연구는 실거래가와 공시가격의 차이에 따른 불형평성에 대한 내용이 주를 이룬다. 사용하는 데이터는 주택의 경우 국토교통부의 실거래가 및 공시가격을 주로 사용하고 있으며, 토지는 법원경매에 따른 감정평가가격을 활용하고 있다. 사용하는 분석방식은 IAAO에서 제공하는 비율분석 및 PF, Cheng, IAAO 등의 회귀모형을 주로 활용하고 있으며, 서울 등 특정 지역으로 한정하는 경우가 많다. 분석 결과는 대부분 수평적·수직적 형평성이 충족되지 못하는 것으로 나타났다.

가. 진장익·김단야(2020)

이 연구는 실거래가를 기준으로 주택공시가격의 시세반영률(공시가격/실거래가)을 분석하였으며, 재산세의 과세표준이 되는 주택 공시가격에 지역간 차별이 존재하는지, 재산세 부과가 형평성 있게 이뤄지고 있는지에 대한 연구를 수행하였다. 재산세와 종합부동산세의 과세표준이 되는 부동산의 가치는 실거래가와 같은 시장가격이 아닌 정부에서 발표하는 공시가격이다. 하지만 실거래가와 공시가격에 대한 관계에 대한 분석을 수행한 연구는 많지 않은 상황이다. 이러한 배경하에서 진장익·김단야(2020)의 연구는 서울시에 한정하여 아파트의 실거래가-공시가격의 차이를 시공간적으로 평가 및 분석하였다. 2006~2018년 국토교통부에서 발표하는 실거래가와 공시가격 차

료를 결합하여 연구를 진행하였으며 패널데이터로 데이터를 구축하여 고정 효과 모형을 사용하여 실증분석을 수행하였다.

모형에서 사용한 변수로는 주택·지역·시장 특성을 사용하였는데, 주택 특성으로는 아파트 노후도, 아파트 크기, 아파트 층 등을 사용하였고 지역특성으로는 지하철역과의 거리 및 강남과의 거리를, 시장 특성으로는 아파트 연도별 거래량 등을 활용하였다.

연구의 분석 결과에 의하면 공시가격 산정 시에 지역적 특성을 반영하여 형평성을 제고하는 것이 필요한 것으로 나타났다. 서울시 아파트 공시가격의 실거래가 반영률은 연도별·지역별로 차이를 보이는데, 시간이 흐름에 따라 지역간 격차가 커지는 것으로 나타났다. 이는 주택가격 상승기에 공시가격 상승률이 실거래가 상승률에 미치지 못하였기 때문에 2012년 이후 공시가격 현실화율이 지속적으로 하락하는 경향을 보였다. 또한 아파트의 연식이 증가할수록 실거래가와 공시가격의 차이는 줄어들지만 일정 시점이 지나면 다시 증가하는 패턴이 나타나는데, 이는 재건축 이슈가 존재하는 노후 아파트들의 경우 실거래가와 공시가격의 편차가 확대되는 것을 의미한다. 공간적 패턴을 보았을 때, 지하철 역에 가까이 있는 역세권 아파트일수록 공시가격의 실거래가 반영률이 낮은 것으로 나타났는데 이는 역세권의 아파트가 평균적으로 주변지역보다 주택가격이 높은 것일 뿐, 현실화율과는 관계가 없는 것으로 나타났다. 또한 아파트 실거래가격과 공시가격의 차이는 수직적 형평성을 충족하지 못하는 것으로 나타났는데, 고가주택이 다수 분포하고 있는 강남지역을 중심으로 실거래가와 공시가격의 격차가 커져 실거래가 반영률이 낮은 것으로 나타났다.

나. 정수연(2019)

이 연구는 서울시에 한정하여 단독 및 다가구 주택의 공시가격과 실거래 신고가격을 활용하여 공시가격의 실거래반영률⁹⁾을 계산하고 거래가 빈번한

9) 실거래가 대비 공시가격 비율

지역일수록, 저가주택일수록 실거래가반영률이 높은지를 분석하였다. 이를 위해 2017~2018 서울시 실거래가신고가격 및 개별주택 공시가격을 활용하였으며, 일반적인 회귀분석 모형을 활용하였다.

적정가격이라는 개념은 거래가 많은 곳의 주택에는 더 높은 산정가격을, 거래가 적은 곳의 주택에는 더 낮은 산정가격을 만들 개연성이 크기 때문에 공시가격과 실거래가 간 차이가 발생한다. 미국, 캐나다 등과 같이 감정평가 3방식에 의한 감정평가가 아닌, 인근의 실거래가격·임대료 등을 고려한 적정가격 방식을 활용하고 있는 것이 가장 큰 문제일 수 있다. 이 연구는 적정가격으로 인한 공시가격의 문제를 데이터를 통해 실증분석함으로써 현재 공시제도의 문제점을 지적하고자 하였다.

분석 결과에 의하면 거래가 빈번한 저가주택의 공시가격이 고가주택의 공시가격보다 실거래반영률이 높은 것으로 나타나, 공정성과 형평성의 원칙을 달성하기 위해 공시가격을 미국 IAAO의 '시장가치' 개념으로 전환할 필요가 있다고 제안하였다. 공시가격의 실거래가 반영률은 거래량에 비례하는 것으로 나타났으며, 이는 실거래가 많은 지역의 경우 주택공시가격이 더 높게 (실거래가격에 가깝게) 산정된다는 것을 의미한다. 또한 거래량이 비교적 많은 저가주택일수록 실거래 반영률이 높고, 반대로 실거래가격이 높은 고가주택일수록 실거래반영률이 낮은 것으로 나타났다. 내부 규정상 표준주택가격공시 시 인근 거래 사례의 최빈값 또는 중앙값을 활용하도록 규정되어 있어 실거래 사례가 부족한 경우 공시가격과 실거래 가격 간의 괴리가 발생할 수밖에 없다. 또한 시장분석 및 부동산 가치평가에 대한 전문성이 충분하지 않은 경우 비교 대상이 되는 관찰 가능한 실거래가 데이터가 부족한 지역에서는 소수의 실거래 사례를 활용하여 주택공시가격을 설정하는 것에 부담을 느껴 공시가격을 보수적으로(실거래가 대비 낮은 가격으로) 설정하는 경향이 있는 것으로 볼 수 있다. 따라서 저자는 이에 대한 해결책으로 공시가격 산정 방식을 감정평가 3방식(원가법, 거래사례비교법, 수익환원법)과 최유효이용분석을 활용하는 방식으로 전환해야 한다고 주장하고 있다.

다. 홍원철 외(2016)

재산세는 평가가치인 개별주택공시가격의 영향을 받아 시장가치와의 차이가 발생하기 때문에 시장가치의 수준에 상관없이 동일한 과세평가가 이루어지는 수직적 형평성에 대한 다양한 연구들이 진행 중이다. 그러나 대부분이 자료가 충분하지 않거나 분석대상이 토지·주택에 한정되어 있지 않아 분석 결과를 일반화하기 어려운 문제가 있다. 이에 단독주택에 대한 과세평가의 수직적 형평성 여부를 통계적으로 검정해야 할 필요성이 제기되었다.

홍원철 외(2016)의 연구는 이러한 배경에서 2006~2014년 사이 서울시에 서 모든 단독주택의 실거래가격과 개별주택공시가격의 비율이 가장 높은 3개구와 가장 낮은 3개구를 대상으로 IAAO 모형을 설정하고 OLS 회귀모형 및 분위회귀모형을 통해 수직적 형평성의 여부를 평가하였다. 실거래가격과 평가가치는 상호 보완하는 관계로 발생할 수 있는 잠재적 내생성 문제가 있으나 IAAO 모형은 평가가치를 시장가치로 나눈 비율을 종속변수로 사용하기 때문에 내생성 문제를 피할 수 있어 IAAO 모형¹⁰⁾을 활용하였다.

실거래가격 및 토지이용 현황, 개별주택공시가격 자료를 활용하였으며, 세움터(건축행정시스템)에서 건축물 용도를 추출하여 지번 기준으로 실거래가와 개별주택공시가격 자료를 통합하여 분석하였다. 분석 자료를 ① 개별주택공시가격이 있는 필지 ② 토지 특성이 단독인 경우 ③ ②에서 건축물 대장의 용도가 단독주택, 다가구주택인 경우로 나눠 분석을 실시하였으며, 가격 기준 시점에 대한 보정을 위해 국민은행의 단독주택 매매가격지수를 적용하였다.

분석 결과, IAAO 모형으로 실시한 OLS 회귀분석에서 저가의 단독주택이 고가의 단독주택보다 높게 평가되어 수직적 역진성을 나타내는 것으로 나타났다. 비율의 평균이 높은 상위 3개구는 관악구·구로구·중랑구이며, 하위 3개구는 동작구·중구·용산구로 나타났다. 실거래가격과 개별주택공시가격과의 비율이 높은 자치구에서 역진성이 나타나고 있으며 ①, ②, ③ 모두

10) IAAO 모형: $AV/SP = a_0 + a_1 SP$, AV: 개별주택공시가격, SP: 실거래가격

수직적 역진성이 나타났다. 분위회귀분석을 실시하였을 때 비율이 높을수록 수직적 역진성이 강하게 나타났는데, ‘비율’은 실거래가격이 낮을수록 높아 지므로 낮은 실거래가격에서 수직적 역진성이 강하게 나타남을 보였다.

라. 진동석 외(2020)

공시지가는 적정가격을 목표로 하고 있지만 실거래가와와는 상당한 차이가 존재하여 과세 형평성 유지를 저해하는 요인으로 지적되고 있다. 공시지가는 재산세에 대한 과세평가액으로 활용되고 있어 부동산의 공정한 평가가 필요한 상황이며, 정부는 공시지가의 형평성을 제고하기 위하여 많은 노력을 기울이고 있지만 현실화 과정 속에서도 지속적으로 형평성 문제가 대두되고 있는 상황이다. 진동석 외(2020)의 연구는 서울시를 대상으로 2016년부터 2018년까지 3년간의 공시지와 실거래자료를 활용하여 현실화율과 수평적 형평성, 수직적 형평성을 검증하였다. 연구 범위는 서울시 25개 자치구이며, 국토교통부 실거래가 공개시스템(rt.molit.go.kr) 등에서 제공하고 있는 2016~2018년까지의 공시지가, 토지실거래 자료를 활용하였다. 연구 방법은 국제과세평가사협회(IAAO)에서 제시하는 비율 연구 방법인 분산 계수를 통해 수평적 형평성을 검증하고, 가격 격차지수와 계량모형을 활용해 수직적 형평성을 검증하였다. 또한 분위회귀분석을 통해 과세평가의 변동성까지 고려한 형평성을 분석하였다.

분석 결과, 서울시의 3년 전체 현실화율은 60.64% 정도로 해마다 상승하고 있는 것으로 나타났다. 전체적인 수평적 형평성을 분석하였을 때 3년 모두 IAAO 기준인 5~20% 이내를 충족하지 못하였지만, 형평성 충족 기준을 만족하는 자치구는 해마다 늘어나는 것으로 나타났다. 또한 수직적 형평성을 분석하였을 때 대부분의 지역에서 역진적 불형평성이 나타나 저가 부동산에 비해 고가 부동산의 현실화율이 낮게 산정되는 것으로 분석되었으며, 강남구 등에서는 누진적 불형평성이 나타나 자치구별 균형성 개선이 필요한 상황으로 나타났다. 분위회귀분석 결과, 대부분의 분위에서 역진적 불형평성이 나타났는데, 1~5분위에서는 점진적으로 역진성이 심화된 반면 5~9분위

에서는 역진성이 개선되는 것으로 나타났다. 따라서 공시지가 비율 연구 및 수직적 형평성 검증 제도 도입 및 균형을 위한 개선이 필요한 상황이다.

마. 노민지·유선종(2014)

과세표준의 기초로 공시지가가 활용되고 있어 공시지가가 불합리하게 산정될 경우 국민의 재산권 문제로 이어질 수 있어 이에 대한 형평성이 필요하다. 부동산 보유세 부담은 과세표준(공시지가)과 세율로 결정되기 때문에, 공시지가가 시장가격과 비교하여 일관되게 평가가 되지 않는다면 세부담의 형평성이 저해될 수 있다. 과세평가의 형평성을 다루는 문제는 주로 주택을 연구대상으로 하고 있어 토지는 상대적으로 연구가 미진한 상황이다.

노민지·유선종(2014)의 연구는 실증분석을 토대로 과세평가의 수직적·수평적 형평성을 검증하였다. 자료는 2011년부터 2012년까지의 토지의 법원 경매 감정평가가격을 시장가치로 이용하였으며, 과세가치는 2012년 공시지가 자료를 활용하였고 과세평가의 형평성 분석을 위해 IAAO의 비율분석과 회귀분석을 활용하였다. 분석 범위는 전국이며, 회귀분석의 경우 PF 모형, IAAO 모형, Cheng 모형, KP 모형, Bell 모형을 활용하였다. PF 모형은 종속 변수로 과세가치, 시장가치를 독립변수로 모형을 설정하여 과세의 형평성을 검증하는 방식이고 IAAO 모형은 시장가치와 무관하게 과세현실화율이 일정한 경우 과세 형평성이 존재한다고 판단할 수 있으므로 과세현실화율(과세가치/시장가치)을 종속변수, 시장가치를 독립변수로 분석하는 회귀모형이다. 또한 Cheng 모형은 시장가치와 과세가치를 비선형의 관계로 가정하고 각각에 로그를 취한 log-log 모형이며, KP 모형은 Cheng과 동일하게 과세가치와 시장가치 사이의 관계를 비선형으로 가정하지만 Cheng 모형과 독립변수와 종속변수가 뒤바뀐 형태의 모형이다. 끝으로 Bell 모형은 독립변수에 시장가치의 이차항(제곱항)을 추가하여 과세가치와 시장가치 사이의 관계를 추정한 모형이다.

분석 결과, 지역별·이용 상황별·가격 수준별 과세 가치에 불균형이 존재하며, 토지 관련 세제의 부과에 있어서 조세의 평등 원리가 지켜지고 있

지 않는 것으로 나타났다. 수평적 형평성 분석의 경우 모든 지역에서 IAAO의 권고 기준인 0.9~1.1 범위를 벗어났으며, 울산이 가장 수평적 불형평성이 높은 것으로 나타났다. 이용 상황별로 보았을 때도 모든 토지에서 수평적 불형평성이 나타났으며, 각 상황별로 보았을 때 상업 외의 토지만 형평성을 만족하고 임야·답·전 등은 모두 불형평성이 나타났다. 역진성 계수(PRD)를 통해 수직적 형평성 분석을 실시하였을 때 모든 가격구간에서 역진적인 불형평성이 관측되었는데, 과세가치의 가격 수준이 증가할수록 역진성 계수 값이 작아지는 것으로 나타났다. 즉, 상대적으로 고가의 부동산에서 시장가치 대비 과세가치의 비율이 균등한 것으로 나타나 시장 가치가 증가함에 따라 세부담이 커지는 비례적인 관계가 나타났다.

바. 허등용(2018)

실거레가반영률 인상과 과표현실화 방안 검토에 따라 발생하는 납세자의 보편적인 지방세 세부담 수준 변화와 지방자치단체의 세수 변화를 파악하기 위해서 재산세의 변화 분석이 필요하고, 가구별 세부담 변화를 판단하기 위해서는 가구 특성에 따른 세부담을 파악할 필요가 있다. 허등용(2018)의 연구는 가구 특성별로 재산세를 추정하고 과표현실화에 따른 가구별 세부담 변화와 지역별 재산세에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 이를 통해 정부의 보유세 인상정책에 대한 시사점을 제공하고자 하였다.

이 연구가 분석한 과표현실화 방안은 3가지 시나리오로 나뉘어 있는데 공정시장가액비율을 폐지하는 방안(시나리오 1), 공시가격에 대한 실거레가반영률을 100%로 하는 방안(시나리오 2), 두 가지를 모두 적용하는 방안(시나리오 3)이다. 분석자료는 2016년 「주거실태조사」 자료와 「장래가구추계」를 사용하였다. 수정된 Mankiw-weil 모형으로 가구 특성별 주거면적 추정 후 전용면적당 가격을 곱해 가구 특성별 주택가격을 산정하고 실거레가반영률과 공정시장가액비율 등을 곱하여 가구 특성별 재산세액을 산정하였다.

분석 결과, 상대적인 세액 증가 효과를 비교하기 위해 현행 유지 시나리오의 세수를 100으로 지수화하여 효과를 분석하였을 때, 과표현실화 방안에

따라 가구 특성별 세부담이 달라지는 것으로 나타났다. (시나리오 1)에서는 가구원 수가 증가할수록 세부담도 증가하는 것으로 분석되었으나, 세부담 증가율은 가구원 수가 증가할수록 감소하는 모습을 보였다. 주택 유형별로 보았을 때 평균 재산세 세액은 아파트 109%p, 단독과 오피스텔 89%p 순으로 증가하였으며, 가구주 연령대가 증가할수록 세부담도 증가하는 것으로 나타났다. (시나리오 2)에서는 재산세 세액이 1인 가구에서 가장 크게 증가한 것으로 나타났으며 주택 유형별로 보았을 때 단독 121%p, 오피스텔 72%p, 연립·다세대 69%p 순으로 나타났다. 경제활동이 활발해서 세부담력이 있는 25~54세 가구 연령대에서는 세부담이 상대적으로 낮게 나타났지만 25세 미만 및 55세 이상의 가구주 연령대에서는 세부담이 상대적으로 높게 나타났다. (시나리오 3)은 (시나리오 1)과 (시나리오 2)의 효과가 복합되어 나타났지만 실거래가반영률 증가로 인한 과표 증가분에도 공정시장가액비율 폐지로 인한 과표 증가분이 적용되기 때문에 세액 증가분은 이상의 두 시나리오보다 큰 것으로 나타났다.

2. 보유세 부담의 영향에 관한 연구

다음으로 제2절에서는 보유세 부담이 주택시장에 미친 영향에 대한 선행 연구를 소개하고 정리한다.

가. 송경호·권성오(2020)

송경호·권성오(2020)의 연구는 2018년 9·13 대책(〈표 III-1〉참고)을 분석하여 종합부동산세 인상이 주택가격에 미친 효과를 분석하였다. 9·13 대책은 공시가격 12.5억원(1주택), 9.8억원(일반 2주택), 6억원(조정지역 2주택, 3주택 이상) 초과 시 종부세 부담을 인상하는 조치였다. 이 연구는 국토교통부 공동주택 실거래가 데이터¹¹⁾를 패널데이터 형태로 가공하여 DID(difference-in-differences) 분석을 수행하였다.

11) 국토교통부, 「실거래가 공개시스템」, <https://rt.molit.go.kr>, 검색일자: 2022. 10. 2.

〈표 III-1〉 9·13 대책 종합부동산세 개편방안

과세표준 (시가)	현행	당초 정부안		수정안	
		2주택 이하	3주택 이상	일반	3주택 이상 & 조정대상지역 2주택
3억원 이하 (1주택 18억원 이하 다주택 14억원 이하)	0.5%	현행 유지	현행 유지	현행 유지	0.6% (+0.1%p)
3억~6억원 (1주택 18억~23억원 다주택 14억~19억원)				0.7% (+0.2%p)	0.9% (+0.4%p)
6억~12억원 (1주택 23억~34억원 다주택 19억~30억원)	0.75%	0.85% (+0.1%p)	1.15% (+0.4%p)	1.0% (+0.25%p)	1.3% (+0.55%p)
12억~50억원 (1주택 34억~102억원 다주택 30억~98억원)	1.0%	1.2% (+0.2%p)	1.5% (+0.5%p)	1.4% (+0.4%p)	1.8% (+0.8%p)
50억~94억원 (1주택 102억~181억원 다주택 98억~176억원)	1.5%	1.8% (+0.3%p)	2.1% (+0.6%p)	2.0% (+0.5%p)	2.5% (+1.0%p)
94억원 초과 (1주택 181억원 초과 다주택 176억원 초과)	2.0%	2.5% (+0.5%p)	2.8% (+0.8%p)	2.7% (+0.7%p)	3.2% (+1.2%p)
세부담 상한	150%	현행유지		150%	300%

주: 1. 1주택자 공시가격 9억원 이하, 다주택자 공시가격 6억원(시가 약 9억원) 이하는 과세 제외
2. () 안은 현행 대비 증가 세율

자료: 관계부처 합동, 「주택시장 안정대책」, 2018. 9. 13., p. 3

〈표 III-2〉 9·13 대책 종합부동산세 개편 효과

(단위: 만원, %)

1세대 1주택자(세액공제 0%)						
시가	18억원	23.6억원	34억원	50억원	102억원	181억원
(공시가격)	(12.7억원)	(16.5억원)	(24억원)	(35억원)	(72억원)	(127억원)
(과표)	(3억원)	(6억원)	(12억원)	(21억원)	(50억원)	(94억원)
현행	94	187	554	1,375	4,020	10,673
당초안	99	215	713	1,814	5,589	14,834
(만원, %)	(+5, 5.3)	(+28, 15.0)	(+159, 28.7)	(+439, 31.9)	(+1,569, 39)	(+4,161, 39)
수정안	104	293	911	2,242	6,500	16,435
(만원, %)	(+10, 10.6)	(+106, 56.7)	(+357, 64.4)	(+867, 63.1)	(+2,480, 61.7)	(+5,762, 54.0)

〈표 III-2〉의 계속

(단위: 만원, %)

3주택 이상 또는 조정대상지역 2주택자						
합산시가 (공시가격)	14억원 (9.8억원)	19억원 (13.5억원)	30억원 (21억원)	46억원 (32억원)	98억원 (69억원)	176억원 (124억원)
(과표)	(3억원)	(6억원)	(12억원)	(21억원)	(50억원)	(94억원)
현행	94	187	554	1,375	4,020	10,673
당초안 (만원, %)	99 (+5, 5.3)	228 (+41, 21.9)	956 (+402, 72.6)	2,254 (+879, 63.9)	6,479 (+2,459, 61.2)	16,424 (+5,751, 53.9)
수정안 (만원, %)	144 (+50, 53.2)	415 (+228, 121.9)	1,271 (+717, 129.4)	3,061 (+1,686, 122.6)	9,092 (+5,072, 126.2)	22,264 (+11,591, 108.6)

자료: 관계부처 합동, 「주택시장 안정대책」, 2018. 9. 13, p. 19

정부의 보도자료(관계부처 합동, 2018. 9. 13, 〈표 III-2〉 참고)에 의하면 1세대 1주택자의 경우 9·13 대책에 의해 합산시가가 18억원(공시가격 12.7억원)의 세부담 10.6% 증가(+10만원), 합산시가가 50억원(공시가격 35억원)의 세부담이 63.1% 증가(+867만원)하는 것으로 나타났다. 3주택 이상자 혹은 조정지역 2주택자의 경우에는 합산시가가 14억원(공시가격 9.8억원)은 세부담이 53.2% 증가(+50만원)하고, 합산시가가 46억원(공시가격 32억원)은 세부담이 122.6% 증가(+1,686만원)하는 것으로 나타났다.

9·13 대책이 주택가격에 미친 영향을 분석한 결과, 모든 공시가격 구간에서 주택가격 상승률이 유의미하게 감소하였으나 그 크기는 제한적인 것으로 나타났다.

〈표 III-3〉 9·13 대책 전후 공시가격별 연간 주택가격 상승률 변화(서울지역)

(단위: %)

공시가격별 구분	시행 전	시행 후	△ 변동
3억~6억원(기준)	18.72 ^{***}	18.15 ^{***}	-0.57 ^{***}
6억~9억원	25.16 ^{***}	23.66 ^{***}	-1.49 ^{***}
기준 대비 차이	6.44 ^{***}	5.51 ^{***}	-0.92 ^{***}
9억~12억원	20.30 ^{***}	19.15 ^{***}	-1.15 ^{***}
기준 대비 차이	1.58 ^{**}	1.00	-0.58 ^{***}
12억~15억원	22.04 ^{***}	20.88 ^{***}	-1.17 ^{***}
기준 대비 차이	3.32 ^{**}	2.72 [*]	-0.60 ^{***}

주: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

자료: 송경호·권성오(2020), p. 83

〈표 Ⅲ-3〉과 같이 동 가격대를 기준으로 설정하여 다른 가격대 주택변화율을 분석(DID 분석)한 결과에 의하면 공시가격 6억~9억원 구간 주택의 가격 상승률 하락 폭이 1.5%p(25.16 → 23.66%)로 가장 크게 나타났으나, 기준 대비 가격 상승률 하락 폭은 0.92%p에 그쳤다. 즉 결과적으로 9·13 대책 종합부동산세 강화로 주택가격 상승세의 안정화를 달성하지는 못한 것으로 나타났다. 다만 9·13 종부세율 인상에 따른 세부담 증가가 주택가격 상승률이나 주택가격에 비교하여 크지 않은 한계가 존재하였다. 이에 따라 종합부동산세 부담의 추가적인 증가(2019년 공시가격 현실화율 인상 80 → 85%), 2020년 추가 증가(공정시장가액비율 증가, 세율 인상, 공시가격 현실화율 제고 등)에 의해서 그 효과의 크기도 증가할 수 있다.

나. 최승문 · 신상화(2018)

최승문 · 신상화(2018)의 연구는 KB 주택가격지수 월별 자료를 이용하여 2003~2008년 사이의 종합부동산세 정책 변화가 주택가격에 미친 영향을 분석하였다. 보다 구체적으로 2003~2008년 사이에 발생한 종합부동산세의 도입, 강화, 및 약화로 인한 정책효과를 정책시행 전후를 비교하는 회귀분석을 이용하여 추정하였다. 분석 결과, 종합부동산세 도입으로 인해 도입 초기 주택가격 상승률이 감소하였으나, 그 이후 종부세의 강화 및 약화는 주택가격 상승률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

다. 우석진 · 전병힐(2009)

우석진 · 전병힐(2009)의 연구는 2006년부터 종합부동산세 부과 기준가격이 공시가격 9억원에서 6억원으로 변경된 것을 외생적인 충격으로 활용하여 이와 같은 정책변화가 아파트 전세가격에 미친 영향을 분석하였다. 데이터는 부동산114(www.r114.com)에서 제공하는 단지별 · 평형별 자료를 이용하였으며, 2004~2007년 중에 종합부동산세 납부 대상이 집중되어 있는 강남 3구의 아파트를 표본으로 정하여 분석을 진행하였다. 이 연구는 이중차분법을

적용하여 내생성으로 인한 추정의 편의 문제를 완화하고자 하였고, 정책효과를 보다 명확하게 식별하기 위해 종합부동산세 부과 기준가격을 중심으로 (상하 5천만원) 분석 대상을 한정하는 방식도 시도하였다. 연구의 분석 결과에 의하면 종합부동산세의 개편은 전세가격에 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

IV. 실증분석 1: 공시가격 현실화율 현황

제IV장에서는 국토교통부의 공동주택의 공시가격 데이터와 시세 전수 데이터를 활용하여 공시가격 현실화 현황을 다각도로 점검하고 실증분석을 진행한 송경호(2023, 출판 예정)의 연구를 인용하여 소개한다. 송경호(2023)에서는 공시가격 현실화율에 대한 전반적인 현황을 점검한 후 현실화율의 가격대별 비교와 현실화율의 누진성·역진성에 대한 실증분석을 진행하였으며, 동일 가격대 내에서의 현실화율 분포를 점검하였다. 본 연구는 이에 기반하여 지난 2020년 이후 진행된 공시가격 현실화 계획의 성과와 추가적으로 개선이 필요한 문제점에 대하여 논의하고자 한다.

1. 공시가격 현실화율

송경호(2023)의 연구에서는 국토교통부의 공동주택 공시가격 데이터 및 시세 전수 데이터를 활용하여 공시가격 현실화율에 대한 현황을 실증분석을 통해 진행하였다. 공시가격 현실화율은 공시가격을 시세로 나눈 값으로 여기서 시세는 실거래가가 아닌 공시가격 산출을 위해 부동산원 및 감정평가사가 조사한 시세라는 점을 우선 명확히 하고자 한다.

〈표 IV-1〉 공동주택 기초통계량

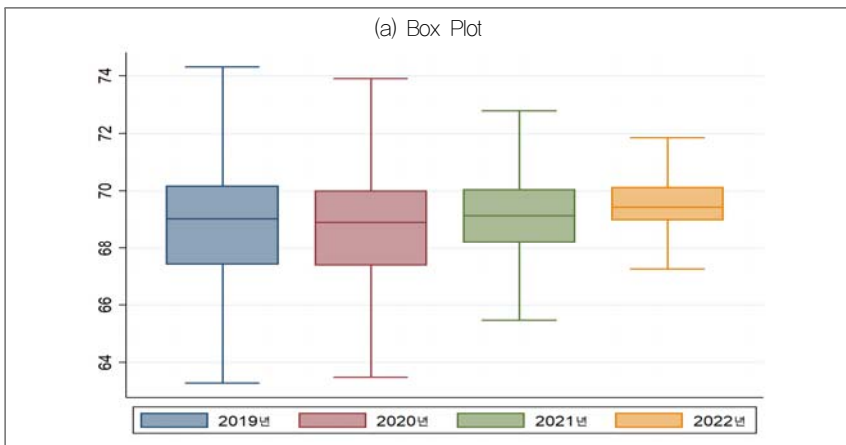
구분	공시가격 현실화율(공시가격/시세)(%)			
	2022년	2021년	2020년	2019년
표본수 Obs.	14,536,935	14,152,308	13,735,674	13,247,392
평균 Mean	69.90	69.11	68.41	68.48
표준편차 Std.Dev.	2.40	2.76	3.43	3.36
분산 Variance	5.75	7.60	11.78	11.26
왜도 Skewness	1.06	-1.09	-2.21	-2.07

〈표 IV-1〉의 계속

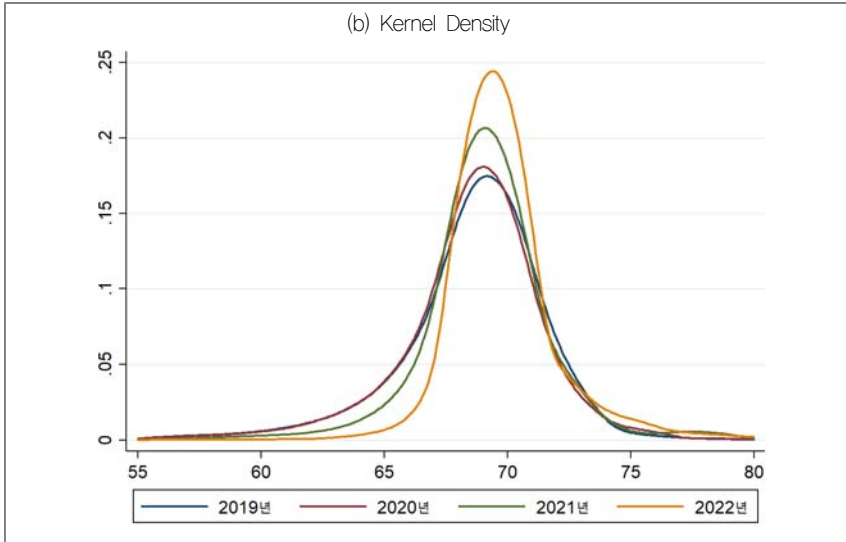
구분		공시가격 현실화율(공시가격/시세)(%)			
		2022년	2021년	2020년	2019년
첨도 Kurtosis		14.79	15.78	15.89	14.45
백분위수(pct)	5%	67.52	65.22	62.87	62.74
	25%	68.99	68.22	67.39	67.42
	50%	69.44	69.14	68.91	69.04
	75%	70.14	70.05	70.00	70.18
	95%	74.23	72.78	72.40	72.31
구분		공시가격(억원)			
		2022년	2021년	2020년	2019년
표본수 Obs.		14,536,935	14,152,308	13,735,674	13,247,392
평균 Mean		3.00	2.53	2.10	1.97
표준편차 Std.Dev.		3.46	2.96	2.45	2.01
분산 Variance		11.94	8.74	5.99	4.05
왜도 Skewness		3.87	3.99	4.78	4.21
첨도 Kurtosis		30.61	31.94	41.53	35.86
백분위수(pct)	5%	0.38	0.36	0.35	0.36
	25%	0.98	0.87	0.82	0.82
	50%	1.92	1.60	1.44	1.44
	75%	3.81	3.10	2.46	2.37
	95%	9.17	7.80	5.89	5.32

자료: 송경호(2023)

〔그림 IV-1〕 공동주택 연도별 공시가격 현실화율 분포



[그림 IV-1]의 계속



- 주: 1. Box 내부의 가로선: 중앙값(median)
 2. Box 하단: Q1(하위25%), Box 상단: Q3(상위25%)
 3. lower whisker: 중앙값(median)-1.5×IQR보다 큰 데이터 중 가장 작은 값
 4. upper whisker: 중앙값(median)+1.5×IQR보다 작은 데이터 중 가장 큰 값
 5. IQR(Inter Quartile Range): Q3(3사분위수)-Q1(1사분위수)
 6. kernel density estimation 결과는 kernel=epanechnikov, degree=0, bandwidth=1 이용

자료: 송경호(2023)

〈표 IV-1〉과 [그림 IV-1]은 공동주택의 공시가격 현실화율의 2019~2022년 연도별 주요 통계수치를 보여준다. 공시가격 현실화율은 2019년 68.48%에서 2022년 69.90%로 2020년 공시가격 현실화 제고 계획으로 인해 상향되었으며, 균형성 제고 작업으로 인해 표준편차는 2019년 3.36에서 2022년 2.4로 분포가 작아지는 개선이 이뤄진 것을 확인할 수 있다. 연도별 공시가격의 전체적인 분포에 대해서는 [그림 IV-1]의 Box-Plot과 Kernel Density 결과에서 더욱 명확하게 확인할 수 있다. Box Plot의 결과에 따르면 2022년의 경우 공시가격 현실화율의 분포가 2019년보다 축소되고 있으며, box의 중심선인 중앙값(median)이 상향 이동하고 있는 모습을 확인할 수 있다. Kernel Density의 그래프를 확인하면 전체적으로 분포가 오른쪽으로 이동하고 있으며, 특히 현실화율이 낮은 구간에서 분포의 우측 이동을 확연하게 관측할 수 있다.

2. 가격대별 공시가격 현실화율

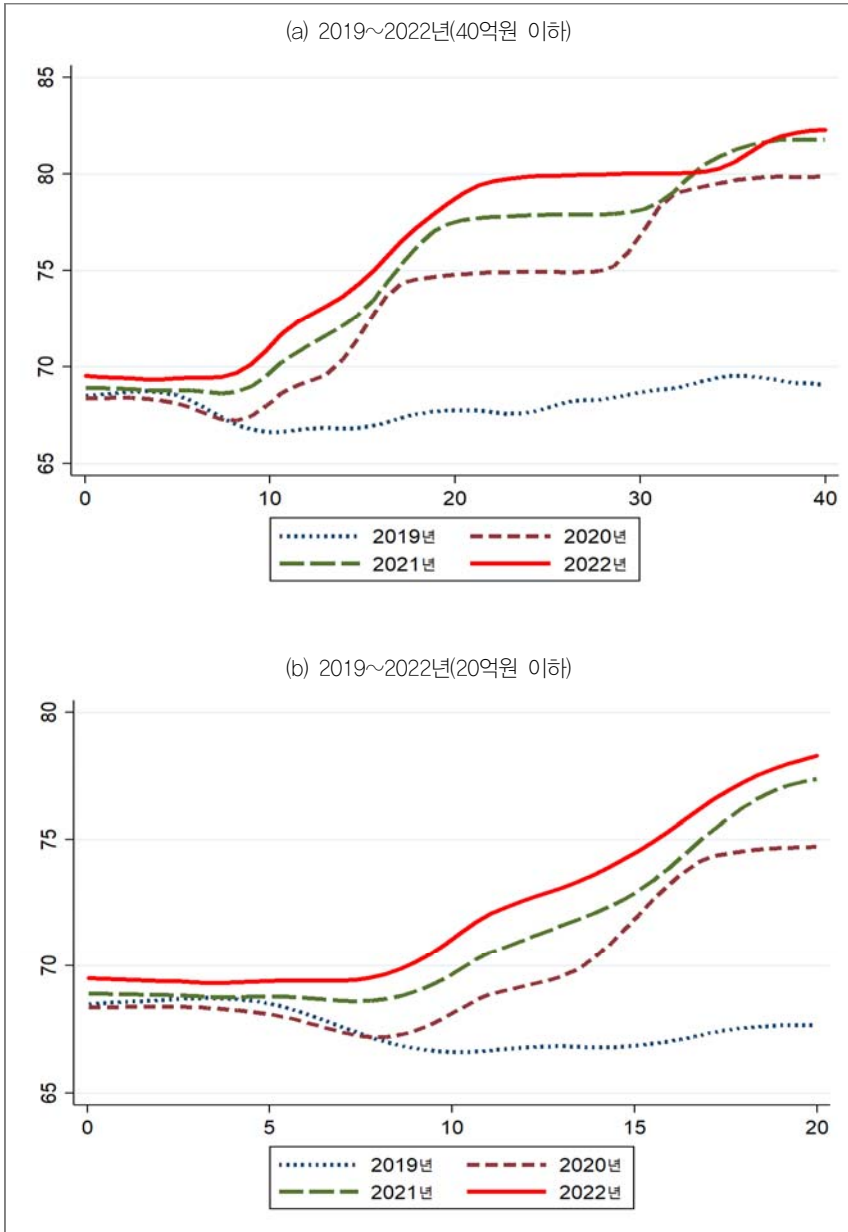
제2절에서는 가격대별로 공시가격 현실화율(공시가격/시세)을 분석 및 현황을 점검하고 발견되는 문제점들에 대한 개선방안을 모색하고자 한다. 공시가격 현실화율과 시세 데이터를 활용한 국소다항회귀(local polynomial regression) 분석을 통해 그래프를 통해 2019~2022년 공시가격 현실화율의 현황을 점검하고, 공시가격 현실화율의 가격대별 누진성·역진성에 대한 계량분석을 진행한다. 또한 동일지역(시·군·구) 내에서의 공시가격과 시세의 순위(rank)를 분석함으로써 가격대별 형평성에 대한 분석을 진행하고자 한다.

가. 국소다항회귀(local polynomial regression)분석

[그림 IV-2]는 각 연도별(2019~2022년) 공시가격-시세데이터를 활용하여 공시가격 현실화율에 대한 국소다항회귀(local polynomial regression) 분석을 시행한 결과를 보여준다. 가격구간별(40억원 이하/20억원 이하/10억원 이하)로 구분하여 분석을 진행한 결과, 2019~2020년에는 9억원 이상 고가주택을 중심으로 공시가격 현실화율이 높아지는 것을 관찰할 수 있다. 2019년에는 각 가격대별 공시가격 현실화율이 비교적 유사한 것을 관찰할 수 있으나, 다만 9억원 이하 저가주택의 경우 고가주택보다 공시가격 현실화율이 높은 공시가격 현실화율의 역진성이 관측된다. 2019년 대비 2020년에는 9억원 이상의 주택에서 가격이 높을수록 공시가격 현실화율 제고 폭이 큰 것으로 나타나 이 시기에 고가주택을 위주로 급격한 현실화율 제고가 이뤄진 것을 확인할 수 있다.

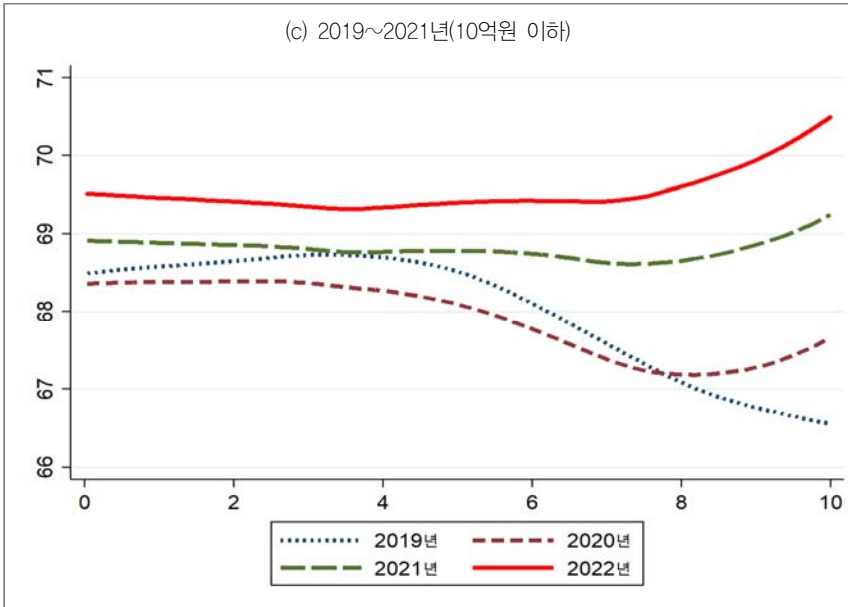
[그림 IV-2] 연도별 - 시세별 공시가격 현실화율(최근 4개년 비교)

(단위: Y축: %, X축: 억원)



[그림 IV-2]의 계속

(단위: Y축: %, X축: 억원)



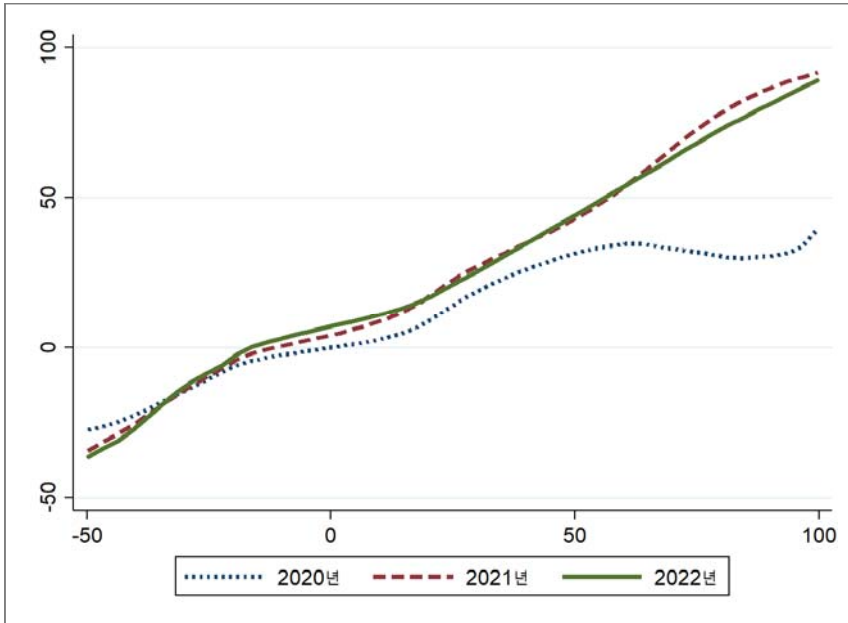
주: local polynomial smoothing 추정에는 epanechnikov kernel, degree=0, bandwidth=1 사용
 자료: 송경호(2023)

2020년 이후 공시가격 현실화 계획 추진으로 각 가격대별 공시가격 현실화율이 높아지고 있으며 균형성 제고 작업의 성과로 9억원 이하 저가주택에서 나타난 역진성 현상이 완화되고 있음을 확인할 수 있다. 2021, 2022년의 경우 2020년 이전 9억원 이하 주택에서 나타나던 음(-)의 기울기 구간이 거의 사라져 공시가격 현실화율의 역진성이 완화된 것으로 판단할 수 있다.

곧 2020년 공시가격 현실화 계획 추진에 의해 공시가격 현실화율의 시세별 역진성이 완화된 것으로 나타난다. 하지만 기존 현실화 계획에서는 고가주택은 부담 능력 등을 고려해 현실화 제고 속도를 빠르게 설정하였고, 저가주택은 개별 주택별 현실화율 편차가 큰 점을 고려해 3년간 균형성 제고 기간을 운영함에 따라 현실화 제고 속도가 상대적으로 낮아 현재 가격대별로 현실화율 격차가 남아 있는 문제점도 존재한다.

[그림 IV-3] 개별주택의 시세 상승률과 공시가격 상승률 비교

(단위: Y축: 공시가격 상승률(%), X축: 시세 상승률(%))



주: local polynomial smoothing 추정에는 epanechnikov kernel, degree=0, bandwidth=10 사용
 자료: 송경호(2023)

[그림 IV-3]은 개별주택의 각 연도별 직전 연도 대비 시세 상승률(X축)과 공시가격 상승률(Y축) 자료를 이용하여 두 수치의 관계를 국소다항회귀(local polynomial regression) 분석을 통해 추정된 결과를 보여준다. 2020년의 경우 시세가 50% 이상 상승하는 경우 공시가격 상승률은 일관적으로 50% 미만에 머물러 높은 시세 상승률을 공시가격이 반영하지 못하는 것으로 나타났다. 반면 공시가격 현실화 계획이 추진된 이후인 2021년, 2022년은 그래프의 기울기가 1에 가까워져¹²⁾ 공시가격 변화율이 시세 변화율을 잘 반영하고 있는 것으로 나타났다.

12) 2021년 그래프의 기울기: 1.0215, 2022년 그래프의 기울기: 0.9986

나. 계량분석

다음으로 본 연구에서는 [그림 IV-2]와 같은 그래프를 통한 시각적인 확인에 이어 공시가격 현실화율 가격대별 누진성·역진성에 대한 보다 엄밀한 계량분석을 진행하고자 한다. 가격대별 현실화율의 누진성·역진성에 대한 계량분석을 위해 두 가지 모형(모형 1, 모형 2)을 사용하여 분석을 진행한다.

(모형 1)

- 현실화율 $_{ijt} = \alpha_i + \beta \text{시세}_{ijt} + \gamma X_i + \theta_{jt} \text{지역}_j \times \text{연도}_t + \epsilon_{ijt}$
- $\beta > 0$: 누진적(progressive)
- $\beta < 0$: 역진적(regressive)

첫 번째 (모형 1)은 종속변수가 ‘공시가격 현실화율’, 주관심변수는 ‘시세’로서 가격대별로 공시가격 현실화율이 일정하다면 추정된 β 값은 0에 가까워지고 주택가격이 높아질수록 현실화율이 높아진다면 β 값은 0보다 큰 값을 가지며(누진적, progressive), 저가주택의 현실화율이 오히려 고가주택보다 높다면(역진적, regressive) β 값은 0보다 작은 값을 갖게 된다. 하지만 (모형 1)은 종속변수인 공시가격 현실화율(=공시가격/시세)과 설명변수에 시세가 동시에 포함되어 추정된 β 값에 하향편의(under-estimation bias)가 발생 가능하다(Kochin and Parks, 1982; Hodge et al., 2016). 따라서 본 연구에서는 추가로 (모형 2)를 사용하여 분석을 진행하고, 주요 결과는 (모형 2)를 통해 도출된 결과를 이용하여 해석하고자 한다.

(모형 2)

- $\log(\text{공시가격})_{ijt} = \alpha_i + \beta \log(\text{시세})_{ijt} + \gamma X_i + \theta_{jt} \text{지역}_j \times \text{연도}_t + \epsilon_{ijt}$
- $\beta > 1$: 누진적(progressive)
- $\beta < 1$: 역진적(regressive)

(모형 2)는 종속변수가 공시가격에 자연로그를 취한 값이고 주설명변수는 시세에 자연로그를 취한 값이다. 따라서 시세가 상승하는 것보다 공시가격이 더 상승하는 경우($\beta > 1$) 공시가격 현실화율은 상승하여 시세를 기준으로

누진적인 구조를 갖게 되고, 반대의 경우($\beta < 1$) 공시가격 현실화율은 시세가 높아질수록 낮아지는 역진적인 구조를 갖게 된다. <표 IV-2>, <표 IV-3>, <표 IV-4>는 통제하는 고정효과를 달리하여 (모형 1)을 추정한 결과이고, <표 IV-5>, <표 IV-6>, <표 IV-7>은 (모형 2)를 추정한 결과이다.

<표 IV-2> 가격 구간별 현실화율 모형 1-1

변수	종속변수: 공시가격 현실화율(%)			
	시세구간			
	전체 (1)	10억원 이하 (2)	4억~8억원 (3)	10억원 이상 (4)
(A) 2019년×시세	-.0953*** (.0003)	-.124*** (.0005)	-.505*** (.0021)	.0933*** (.0007)
(B) 2020년×시세	.165*** (.0003)	-.110*** (.0005)	-.359*** (.002)	.432*** (.0009)
(C) 2021년×시세	.264*** (.0002)	-.0073*** (.0003)	-.0925*** (.0012)	.454*** (.0012)
(D) 2022년×시세	.333*** (.0002)	.0430*** (.0002)	-.0076*** (.0007)	.400*** (.0009)
연도별 차이				
(B-A) 20-19년	.2603*** (.0004)	.0134*** (.0007)	.1461*** (.0029)	.3391*** (.0011)
(C-B) 21-20년	.0994*** (.0004)	.1030*** (.0006)	.2662*** (.0023)	.0215*** (.0015)
(D-C) 22-21년	.0683*** (.0003)	.0503*** (.0004)	.0848*** (.0014)	-.0540*** (.0015)
(D-A) 22-19년	.4280*** (.0004)	.1667*** (.0005)	.4971*** (.0022)	.3064*** (.0011)
고정효과				
연도별	0	0	0	0
Obs.	55,672,309	52,722,314	9,955,159	2,916,773
Adj. R-sq	0.14	0.028	0.074	0.7

주: 1. () 안의 값은 robust SE
 2. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

자료: 송경호(2023)

〈표 IV-3〉 가격 구간별 현실화를 모형 1-2

변수	종속변수: 공시가격 현실화율(%)			
	시세구간			
	전체 (1)	10억원 이하 (2)	4억~8억원 (3)	10억원 이상 (4)
(1) 2019년×시세	-.0685*** (.0004)	-.237*** (.0007)	-.526*** (.0021)	.0782*** (.0007)
(2) 2020년×시세	.235*** (.0004)	-.195*** (.0007)	-.363*** (.002)	.404*** (.0009)
(3) 2021년×시세	.314*** (.0003)	-.0987*** (.0004)	-.179*** (.0012)	.424*** (.0013)
(4) 2022년×시세	.366*** (.0003)	-.0596*** (.0003)	-.112*** (.0008)	.373*** (.0009)
연도별 차이				
(B-A) 20-19년	.3039*** (.0005)	.0411*** (.0009)	.1633*** (.0028)	.3256*** (.0012)
(C-B) 21-20년	.0789*** (.0004)	.0968*** (.0007)	.1840*** (.0023)	.0198*** (.0015)
(D-C) 22-21년	.0517*** (.0003)	.0391*** (.0005)	.0673*** (.0014)	-.0504*** (.0015)
(D-A) 22-19년	.4346*** (.0005)	.1770*** (.0007)	.4146*** (.0023)	.2950*** (.0012)
추가통제변수				
log(전용면적)	.3640*** (.0013)	1.049*** (.0014)	1.775*** (.0045)	1.211*** (.0060)
고정효과				
지역×연도	0	0	0	0
유형×연도	0	0	0	0
Obs.	55,672,309	52,722,314	9,955,159	2,916,773
Adj. R-sq	0.181	0.081	0.175	0.72

주: 1. () 안의 값은 robust SE
 2. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

자료: 송경호(2023)

〈표 IV-4〉 가격 구간별 현실화율 모형 1-3

변수	종속변수: 공시가격 현실화율(%)			
	시세구간			
	전체 (1)	10억원 이하 (2)	4억~8억원 (3)	10억원 이상 (4)
(1) 2019년×시세	-.531*** (.0025)	-.436*** (.0023)	-.667*** (.0042)	-.0508*** (.0034)
(2) 2020년×시세	-.176*** (.0021)	-.394*** (.0021)	-.521*** (.0036)	.229*** (.0026)
(3) 2021년×시세	-.0315*** (.0017)	-.267*** (.0016)	-.312*** (.0025)	.185*** (.0026)
(4) 2022년×시세	.0522*** (.0015)	-.207*** (.0014)	-.246*** (.0028)	.138*** (.0023)
연도별 차이				
(B-A) 20-19년	.3546*** (.0005)	.0416*** (.0004)	.1462*** (.0018)	.2798*** (.0014)
(C-B) 21-20년	.1444*** (.0004)	.1276*** (.0006)	.2095*** (.0021)	-.0438*** (.0002)
(D-C) 22-21년	.0837*** (.0003)	.0599*** (.0003)	.0659*** (.0012)	-.0471*** (.0004)
(D-A) 22-19년	.5828*** (.0010)	.2290*** (.0010)	.4215*** (.0035)	.1889*** (.0016)
고정효과				
개별주택(ID)	0	0	0	0
지역×연도	0	0	0	0
유형×연도	0	0	0	0
Obs.	55,672,309	52,722,314	9,955,159	2,916,773
Adj. R-sq	0.842	0.839	0.851	0.938

주: 1. () 안의 값은 Clustered(ID) SE
 2. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

자료: 송경호(2023)

〈표 IV-5〉 가격 구간별 현실화를 모형 2-1

$(\beta-1) \times 100$	종속변수: log(공시가격)			
	시세구간			
	전체 (1)	10억원 이하 (2)	4억~8억원 (3)	10억원 이상 (4)
(1) 2019년×시세	-.271*** (.0017)	-.120*** (.002)	-4.149*** (.0182)	2.605*** (.0198)
(2) 2020년×시세	.394*** (.0018)	-.213*** (.0019)	-2.978*** (.0181)	12.04*** (.0125)
(3) 2021년×시세	.864*** (.0014)	-.0313*** (.0012)	-.716*** (.0109)	12.47*** (.0113)
(4) 2022년×시세	1.283*** (.0013)	.0687*** (.0008)	-.0432*** (.0063)	11.35*** (.0081)
연도별 차이				
(B-A) 20-19년	.6647*** (.0025)	-.0929*** (.0027)	1.170*** (.0257)	9.436*** (.0234)
(C-B) 21-20년	.4704*** (.0023)	.1816*** (.0023)	2.262*** (.0212)	.4254*** (.0168)
(D-C) 22-21년	.4183*** (.0019)	.0999*** (.0015)	.6728*** (.0126)	-1.112*** (.0139)
(D-A) 22-19년	1.553*** (.0021)	.1887*** (.0021)	4.105*** (.0193)	8.749*** (.0214)
고정효과				
연도	0	0	0	0
Obs.	55,672,309	52,722,314	9,955,159	2,916,773
Adj. R-sq	0.997	0.997	0.963	0.992

주: 1. () 안의 값은 robust SE
 2. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

자료: 송경호(2023)

〈표 IV-6〉 가격 구간별 현실화율 모형 2-2

$(\beta - 1) \times 100$	종속변수: $\log(\text{공시가격})$			
	시세구간			
	전체 (1)	10억원 이하 (2)	4억~8억원 (3)	10억원 이상 (4)
(1) 19년×시세	-.632*** (.0024)	-.623*** (.0026)	-4.359*** (.0185)	2.356*** (.0208)
(2) 20년×시세	.00565* (.0025)	-.709*** (.0025)	-3.031*** (.0178)	11.56*** (.0143)
(3) 21년×시세	.306*** (.0019)	-.650*** (.0018)	-1.520*** (.0112)	11.91*** (.0123)
(4) 22년×시세	.581*** (.0017)	-.648*** (.0015)	-1.078*** (.0076)	10.86*** (.0095)
연도별 차이				
(B-A) 20-19년	.6379*** (.0029)	-.0858*** (.0030)	1.327*** (.0256)	9.206*** (.0248)
(C-B) 21-20년	.3006*** (.0026)	.0589*** (.0024)	1.510*** (.0206)	.3464*** (.0189)
(D-C) 22-21년	.2743*** (.0020)	.0019*** (.0016)	.4418*** (.0125)	-1.050*** (.0155)
(D-A) 22-19년	1.213*** (.0024)	-.0248*** (.0023)	3.280*** (.0198)	8.502*** (.0224)
추가통제변수				
$\log(\text{전용면적})$	1.753*** (.0026)	1.842*** (.0027)	2.798*** (.0080)	1.480*** (.0085)
고정효과				
지역×연도	0	0	0	0
유형×연도	0	0	0	0
Obs.	55,672,309	52,722,314	9,955,159	2,916,773
Adj. R-sq	0.998	0.997	0.967	0.992

주: 1. () 안의 값은 robust SE

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

자료: 송경호(2023)

〈표 IV-7〉 가격 구간별 현실화를 모형 2-3

$(\beta-1) \times 100$	종속변수: log(공시가격)			
	시세구간			
	전체 (1)	10억원 이하 (2)	4억~8억원 (3)	10억원 이상 (4)
(1) 19년×시세	-2.882*** (.0079)	-.148*** (.008)	-4.796*** (.0262)	.914*** (.056)
(2) 20년×시세	-2.471*** (.0075)	-.465*** (.0079)	-5.010*** (.0253)	3.714*** (.054)
(3) 21년×시세	-1.371*** (.0066)	.131*** (.0068)	-3.896*** (.022)	4.993*** (.0515)
(4) 22년×시세	-4.472*** (.006)	.687*** (.006)	-3.046*** (.0199)	5.943*** (.0495)
연도별 차이				
(B-A) 20-19년	.4112*** (.0014)	-.3168*** (.0009)	-.2140*** (.0017)	2.799*** (.0036)
(C-B) 21-20년	1.099*** (.0009)	.5962*** (.0012)	1.115*** (.0034)	1.279*** (.0027)
(D-C) 22-21년	.8993*** (.0007)	.5561*** (.0009)	.8495*** (.0022)	.9499*** (.0020)
(D-A) 22-19년	2.410*** (.0024)	.8354*** (.0022)	1.750*** (.0065)	5.028*** (.0070)
고정효과				
개별주택(ID)	0	0	0	0
지역×연도	0	0	0	0
유형×연도	0	0	0	0
Obs.	55,672,309	52,722,314	9,955,159	2,916,773
Adj. R-sq	0.9994	0.9994	0.9936	0.9976

주: 1. () 안의 값은 Clustered(ID) SE
 2. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

자료: 송경호(2023)

〈표 IV-2〉, 〈표 IV-5〉는 연도별 고정효과를 통제한 결과이고, 〈표 IV-3〉, 〈표 IV-6〉은 광역시도별×연도별 고정효과와 공동주택 유형별×연도별 고정효과를 통제한 모형이다. 끝으로 〈표 IV-4〉, 〈표 IV-7〉은 개별주택단위 고정

효과, 광역시도별×연도별 고정효과, 공동주택유형별×연도별 고정효과를 모두 통제한 모형으로 본 연구에서는 모든 고정효과를 통제하고 (모형 2)를 사용한 <표 IV-7>의 결과를 주요 결과로 활용하고자 한다. 또한 본 연구에서는 (모형 2)의 결과는 1을 기준으로 판단되므로 편의상 추정된 계수 값을 재구성(re-parameterization)하여 $(\beta - 1) \times 100$ 의 결과 값을 제시하였다. 따라서 결과 값이 (모형1)과 동일하게 0보다 작으면 역진적, 0보다 크면 누진적으로 평가할 수 있다.

가장 강건한(robust) 모형인 <표 IV-7>의 결과에 의하면 전체 가격 구간((1)열)에서의 역진성의 정도가 2019~2022년 완화(-2.882*** ⇨ -.472***)된 것으로 나타났으며, 이와 같은 변화(+2.410***)는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 10억원 이하의 구간(2)열)에서는 2019~2022년 역진성이 사라진 것(-.148*** ⇨ .687***)으로 나타났으며, 이 역시 통계적으로 유의한 변화(+.8354***)로 나타났다. 끝으로 10억원 이상의 구간(4)열)에서는 2019~2022년 누진성이 강화(.914*** ⇨ 5.943***)된 것으로 나타났으며, 이와 같은 누진성 강화(+5.028***) 역시 통계적으로 유의하게 관측되었다.

다. 공시가격 - 시세 순위(rank) 분석

다음으로 동일 지역(시·군·구)내에서 시세와 공시가격의 정렬(ordering) 상태를 점검하여 가격대별 공시가격의 시세반영 정도를 점검하고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 동일 지역(시·군·구)별 - 연도별 공시가격의 순위(rank1), 시세의 순위(rank2)를 생성하여 두 변수 간의 스피어만 순위상관계수(Spearman rank correlation coefficient)를 계산하였다. 가격대별 비교에서 가장 이상적인 상황은 지역 내 공시가격 순위(rank1)와 시세의 순위(rank2)가 동일한 상태로, 이때 두 순위(rank1, rank2)의 상관계수는 1로 나타나며 공시가격의 순위(rank1)와 시세의 순위(rank2)가 완전히 역전(reverse order) 되는 상황에서의 상관계수는 -1의 값을 갖게 된다.

즉 스피어만 순위상관계수($-1 \leq r_s \leq 1$)는 -1과 1 사이의 값을 갖게 되며, 1에 가까운 값을 가질수록 공시가격-시세의 정렬(ordering)이 양호한 상

황이라고 판단할 수 있다. <표 IV-8>은 각 연도별로 스피어만 순위상관계수의 주요 통계수치를 보여주고 있다. 각 지역별 관측치의 수를 가중치로 이용하여 계산한 수치의 평균이 점차 1에 가까워지고 있으며 각 연도별로 개선된 수치는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 최소값(가격 순위상 정렬이 가장 무질서한 시·군·구의 수치)이 2019년 .8880에서 2022년 .9776으로 개선되었으며, 시·군·구 간 표준편차도 2019년 .0043에서 2022년 .0008로 1/5 이하로 축소되었다. 즉 동일한 지역 내 공시가격-시세의 서열(order)을 기준으로 평가하더라도 가격대 간 공시가격 현실화율의 균형성이 개선되고 있는 것으로 평가할 수 있다.

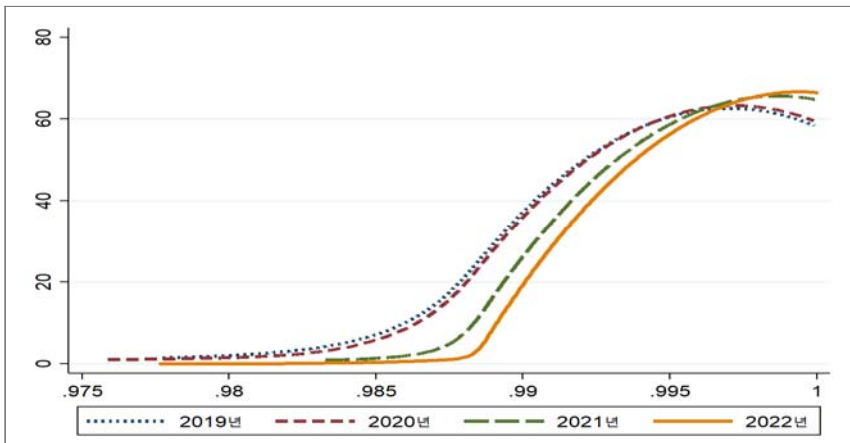
〈표 IV-8〉 스피어만 순위상관계수 연도별 변화

연도	평균	△	최소값	최대값	표준편차	표본수
2019년	.9965		.8880	.99991	.0043	13,247,392
2020년	.9968	+0.0003***	.8966	.99988	.0035	13,735,674
2021년	.9985	+0.0017***	.9325	.99994	.0018	14,152,308
2022년	.9994	+0.0009***	.9776	.99997	.0008	14,536,935

주: *** $p < 0.01$

자료: 송경호(2023)

[그림 IV-4] 연도별 스피어만 순위상관계수 분포 변화



주: local polynomial smoothing 추정에는 epanechnikov kernel, degree=0, bandwidth=0.001 사용

자료: 송경호(2023)

[그림 IV-4]는 각 지역별 스피어만 순위상관계수의 분포를 연도별로 kernel density를 활용하여 추정한 그래프이다. 2019년, 2020년의 경우 스피어만 순위상관계수의 분포가 거의 동일한 것을 확인할 수 있으나 공시가격 현실화 계획이 추진된 2021년부터 분포가 오른쪽으로 이동하여 2022년 분포가 1에 더욱 가까워진 것을 확인할 수 있다.

다음으로 본 연구에서는 지역 내 공시가격-시세 순위(rank) 격차 비율에 대한 분석을 진행하였다. 연도별로 동일 지역(시·군·구) 내에서 공시가격의 순위(rank1)와 시세의 순위(rank2) 격차의 절댓값을 계산한 다음 전체 표본크기로 위 절댓값을 나누어서 공시가격-시세 순위 격차 비율 변수를 생성하였다. 예를 들어 전체 표본크기가 100인 지역에서 특정 A주택의 공시가격 순위는 10위, 시세 순위는 13위인 경우 해당 주택의 공시가격-시세 순위(rank) 격차 비율은 3%로 계산된다.

〈표 IV-9〉 연도별 공시가격-시세 순위 격차 비율

(단위: %)

연도	10%p 이상	5%p 이상	2.5%p 이상
2019년	9.67	12.66	22.74
2020년	6.25	9.05	18.68
2021년	2.88	4.16	9.50
2022년	0.06	0.48	2.76

자료: 송경호(2023)

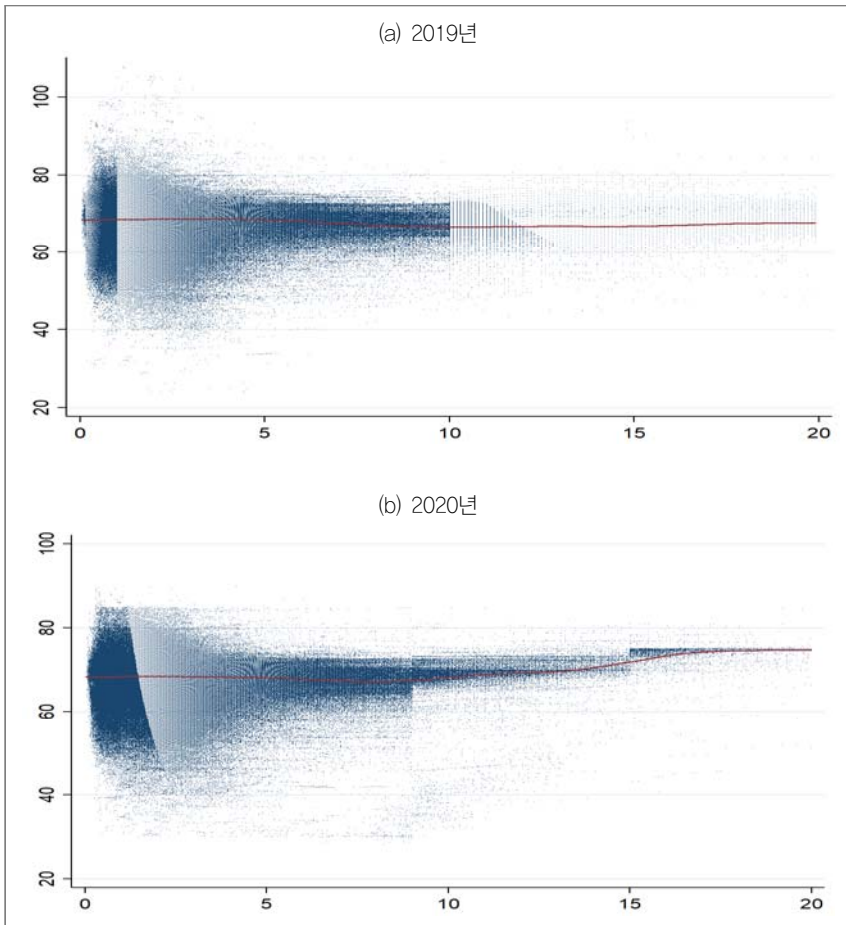
〈표 IV-9〉는 이에 대한 연도별 결과를 정리하여 보여준다. 2019년의 경우 동일한 시·군·구 내에서 공시가격 순위(rank1)와 시세순위(rank2)가 2.5%p 이상 벌어진 경우는 전체 표본의 1/5이 넘는 22.74%로 나타났지만 현실화 계획 추진 이후 2021년, 2022년 이 비율은 급격하게 하락하여 2022년 전체 표본의 2.76%로 하락한 것을 확인할 수 있다. 즉 동일 지역 내 공시가격과 시세의 서열(order)을 기준으로 가격대별 균형성이 크게 개선된 것으로 평가할 수 있다.

3. 동일 가격대의 공시가격 현실화율 분포

제2절에서 점검한 가격대별 공시가격 현실화율의 균형성 제고와 더불어 동일한 가격대 내에서 공시가격 현실화율의 균형성을 제고(분포를 축소)하는 것도 공시가격 현실화 제고 및 균형성 제고의 중요한 정책 목표 중 하나이다. 제3절에서는 동일 가격대 내에서의 공시가격 현실화율의 분포 변화를 점검함으로써 이에 대한 현황과 문제점 및 개선 방안을 논의하고자 한다.

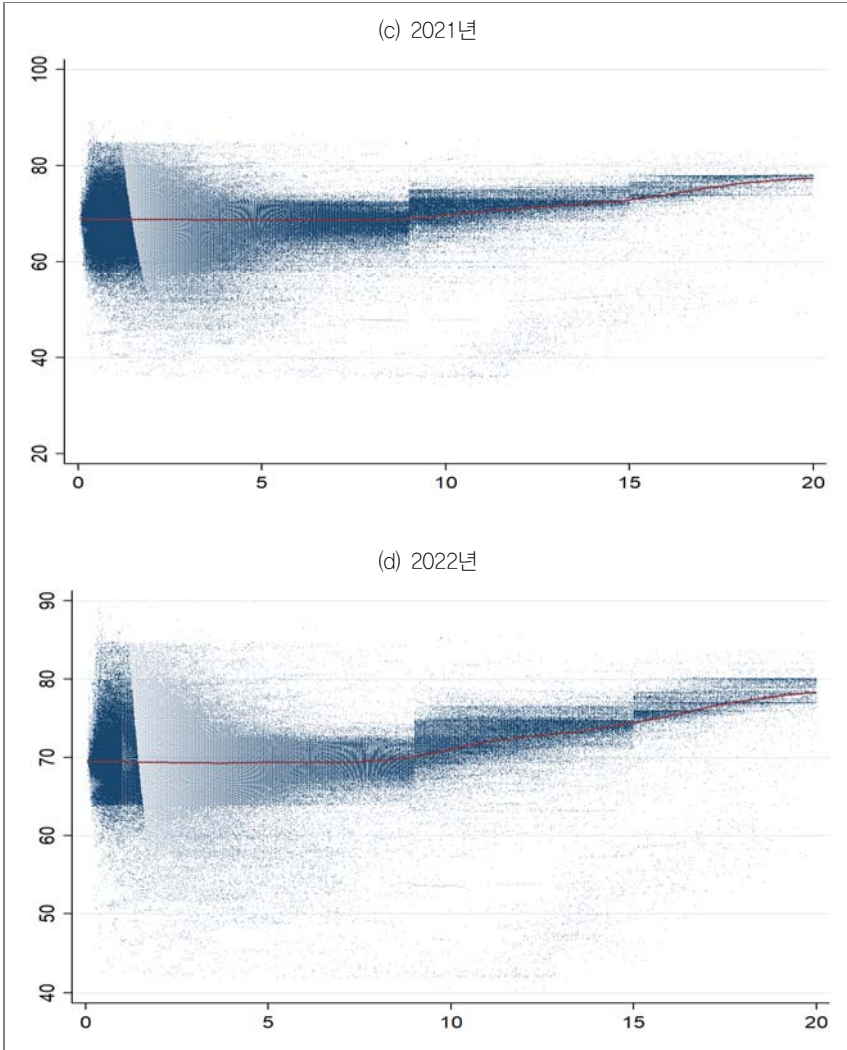
[그림 IV-5] 공동주택 연도별-시세별 공시가격 현실화율(최근 4개년 비교)

(단위: Y축: %, X축: 억원)



[그림 IV-5]의 계속

(단위: Y축: %, X축: 억원)



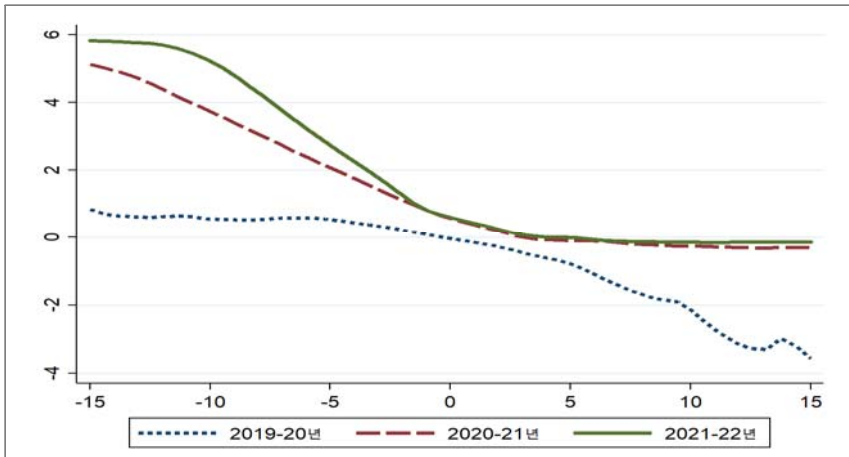
주: local polynomial smoothing 추정에는 epanechnikov kernel, degree=0, bandwidth=1
자료: 송경호(2023)

[그림 IV-5]는 공시가격 전수 데이터(공동주택)를 활용하여 각 주택의 시세와 공시가격 현실화율을 산포도(scatter diagram)로 보이고, 이를 국소다항 회귀(local polynomial regression)로 추정한 결과(실선)를 보여준다. 동일한

가격이라고 하더라도 공시가격 현실화율에 큰 편차가 발생하고 있으며, 특히 저가주택의 경우 공시가격 현실화율의 편차가 큰 것으로 나타난다. 또한 2020년 이후 9억원, 15억원을 전후로 계단식 단절(discontinuity)이 발생하고 있는 것으로 나타나는데 구간별로 차등을 둔 현실화 계획으로 인한 단절로 보인다. 현재와 같이 가격대별로 현실화율 목표 달성 기간 및 제고율에 차등을 두는 경우 시세변동에 따라 특정 주택이 속하는 가격구간이 달라질 수 있고, 이에 따라 공시가격 및 시세반영률의 변동성이 확대되는 문제점이 발생할 수 있다. 또한 가격대별 현실화율의 편차를 확대하여 형평성에 있어서 문제의 소지도 존재한다. 따라서 공시가격 현실화 계획을 재검토하는 경우 가격대별 차등은 폐지하는 방안을 검토해볼 수 있다.

[그림 IV-6] 연도별 현실화율 격차에 따른 현실화율 제고분

(Y축: 현실화율 변화(%p), X축: 가격대별 평균과의 현실화율 격차(%p))



주: 1. 각 가격별 평균현실화율은 local polynomial regression을 이용하여 추정

2. 위 그래프는 local polynomial smoothing(epanechnikov kernel, degree=0, bandwidth=1)

자료: 송경호(2023)

[그림 IV-6]은 연도별 현실화율 격차에 따른 현실화율 변화 값을 추정된 결과를 보여준다. X축은 [그림 IV-6]에서 $(t-1)$ 시점 추정된 각 가격대별 현실화율 평균치와 개별 관측치와의 차이(%p)를 의미한다. 예를 들어 A주택(시세 3.3억원)의 2020년 현실화율 58%, 시세 3.3억원의 평균 현실화율(local

polynomial regression으로 추정)은 68%일 때, A주택의 현실화율 격차는 -10%p로 계산되어 이 관측치의 X값은 -10%p가 된다.

Y축은 개별 주택의 ($t-1$) 시점 대비 t 시점의 현실화율 변화(%p)를 의미하며, 예를 들어 A주택이 2021년 현실화율이 63%가 된 경우 Y값은 5%p(=63%-58%)가 된다. 따라서 X축 음수(-) 구간은 각 가격대별 평균 값보다 현실화율이 낮아서 현실화율이 높아져야 하는 관측치들이며 2020~2021년, 2021~2022년의 경우 해당 구간에서 값이 2019~2020년 대비 크게 상승한 것을 확인할 수 있다. 즉 각 가격대별 평균보다 현실화율이 낮은 주택들의 현실화율이 높아져 균형성이 향상된 것으로 평가할 수 있다. 반면 X축 양수(+) 구간은 각 가격대별 평균 값보다 현실화율이 높아서 균형성 제고를 위해서는 현실화율이 낮아져야 하는 관측치들이다. 실제로 2019~2020년의 경우 해당 구간의 Y값이 음수(-)로 나타나 평균보다 현실화율이 높은 주택의 현실화율이 낮아져 균형성이 제고되는 효과가 있는 것으로 나타났다. 하지만 현실화 계획 추진 이후인 2020~2021년, 2021~2022년의 경우 해당 구간의 Y값이 0에 가까운 것으로 나타났다. 지난 2020년 11월에 발표된 정부의 현실화율 계획에 의하면 평균보다 높은 현실화율을 갖는 주택들의 경우 현실화율 제고 폭이 낮아지도록 설계되었지만 음수(-)가 되도록 계획되지는 않았다. 동일 가격대의 현실화율 차이를 대폭 개선하기 위해 가격대별 평균을 상회하는 주택의 현실화율을 각 가격대별 평균으로 일시에 하향 조정할 후, 현실화율 목표치로 점진적으로 조정하는 방안을 검토해 볼 수 있다.

〈표 IV-10〉은 각 가격대별 2019~2022년 사분위수범위(inter-quartile range, IQR)을 계산한 결과 값이다. IQR은 각 가격대별 현실화율 분포에서 상위 25%(Q3, 3사분위수)와 하위 25%(Q1, 1사분위수)에 해당하는 현실화율 값의 차이를 의미한다. 따라서 해당 가격 구간별로 중간값을 기준으로 전체 표본의 50%가 포함되어 있는 구간의 넓이를 의미하여, 이 값이 작을수록 현실화율의 분포가 작은 것(균형성이 개선)으로 평가할 수 있다. 2022년의 경우 2019년 대비 IQR이 줄어든 가격대가 다수 발견되어 동일한 가격대 내에서 현실화율의 균형성이 제고되고 있는 것을 관측할 수 있다.

〈표 IV-10〉 주택가격대별 공시가격 현실화율 분포(사분위수)

가격대 (억원)	IQR(Inter-quartile range, 사분위수범위)					
	2019년 (1)	2020년 (2)	2021년 (3)	2022년 (4)	22-21년 (4)-(3)	22-19년 (4)-(1)
0	2.92	2.82	1.92	0.98	-0.94	-1.94
1	2.51	2.51	1.73	1.00	-0.73	-1.51
2	2.32	2.28	1.50	0.79	-0.71	-1.53
3	2.52	2.33	1.48	0.72	-0.76	-1.80
4	2.62	2.68	1.55	0.71	-0.84	-1.91
5	2.98	2.92	1.58	0.74	-0.84	-2.24
6	3.56	2.91	1.79	0.77	-1.02	-2.80
7	3.52	3.54	1.80	0.82	-0.98	-2.70
8	3.55	3.70	1.93	0.88	-1.05	-2.67
9	3.40	1.80	3.04	1.72	-1.32	-1.69
10	3.57	1.70	3.02	2.62	-0.4	-0.95
11	3.12	1.30	1.99	2.48	0.49	-0.64
12	3.16	0.70	1.56	1.82	0.26	-1.34
13	3.06	0.10	1.18	1.47	0.29	-1.59
14	2.70	0.04	0.68	1.11	0.43	-1.59
15	2.24	1.28	0.11	0.67	0.56	-1.57
16	1.81	0.96	2.00	1.10	-0.9	-0.72
17	1.97	0.21	3.77	0.65	-3.12	-1.32
18	1.80	0.03	1.24	2.73	1.49	0.93
19	1.32	0.04	0.47	2.50	2.03	1.18
20	1.31	0.02	0.03	1.22	1.19	-0.09

자료: 송경호(2023)

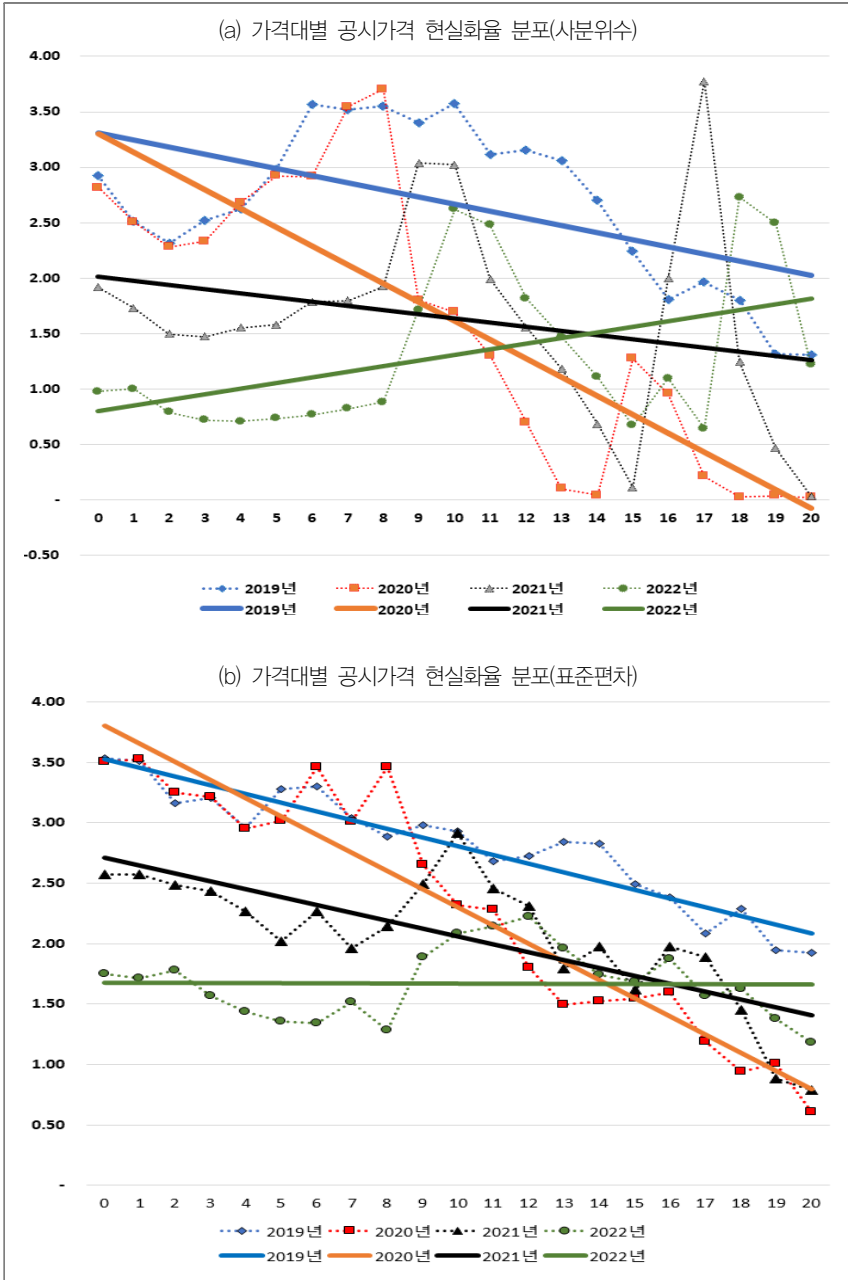
〈표 IV-11〉은 또 다른 분포의 척도가 되는 표준편차를 기준으로 가격대 별 분포의 변화를 계산한 결과를 보여준다. 표준편차를 기준으로 하였을 때는 2022년에 2019년 대비 모든 가격대에서 개선(SD 감소)이 이뤄진 것으로 나타났다.

〈표 IV-11〉 주택가격대별 공시가격 현실화율 분포(표준편차)

가격대 (억원)	SD(Standard Deviation, 표준편차)					
	2019년 (1)	2020년 (2)	2021년 (3)	2022년 (4)	22-21년 (4)-(3)	22-19년 (4)-(1)
0	3.53	3.51	2.57	1.75	-0.82	-1.78
1	3.52	3.53	2.57	1.71	-0.86	-1.80
2	3.16	3.25	2.49	1.78	-0.71	-1.38
3	3.21	3.21	2.44	1.57	-0.87	-1.64
4	2.96	2.95	2.27	1.43	-0.84	-1.52
5	3.28	3.02	2.02	1.36	-0.66	-1.92
6	3.30	3.46	2.27	1.35	-0.92	-1.95
7	3.04	3.01	1.96	1.52	-0.44	-1.52
8	2.88	3.46	2.14	1.28	-0.86	-1.60
9	2.98	2.65	2.49	1.89	-0.6	-1.09
10	2.93	2.32	2.91	2.09	-0.82	-0.84
11	2.68	2.28	2.46	2.14	-0.32	-0.54
12	2.72	1.80	2.31	2.22	-0.09	-0.50
13	2.84	1.49	1.79	1.96	0.17	-0.88
14	2.82	1.53	1.97	1.74	-0.23	-1.09
15	2.49	1.55	1.62	1.68	0.06	-0.81
16	2.38	1.60	1.98	1.87	-0.11	-0.51
17	2.09	1.19	1.89	1.57	-0.32	-0.52
18	2.29	0.94	1.45	1.63	0.18	-0.66
19	1.95	1.01	0.89	1.38	0.49	-0.57
20	1.92	0.61	0.79	1.18	0.39	-0.74

자료: 송경호(2023)

[그림 IV-7] 가격대별 공시가격 현실화율 분포



자료: 송경호(2023)

[그림 IV-기은 각 가격대별 사분위수, 표준편차에 대한 선형 추세를 추정 한 그래프 결과를 보여준다. 그래프의 기울기가 음수(-)로 나타나는 것의 의미는 저가주택에서의 현실화율 편차가 고가주택보다 더 크다는 것을 의미 한다. 따라서 그래프의 기울기는 0에 가까워질수록 개선이 이뤄진 것으로 평가할 수 있다. 또한 그래프의 위치가 높을수록 전체적인 분포의 크기가 크다는 것을 의미하기 때문에 그래프의 위치는 아래쪽에 위치할수록 개선이 이뤄진 것으로 평가할 수 있다. IQR(사분위수)의 경우((a) 그래프) 2019년 대비 2020년 그래프의 (-) 기울기가 더 가팔라지는 것으로 나타나 낮은 가격대에서 현실화율의 분포가 더 큰 현상이 2020년에 더 심해진 것으로 해석 할 수 있다. 하지만 IQR의 가격대별 현실화율 선형 추세는 지난 2020년 11월 현실화율 계획 추진 이후 2021년 크게 개선되었으며((-)기울기가 완만해짐), 2022년에는 오히려 소폭 양수(+) 값으로 전환된 것으로 나타났다. 즉 IQR을 기준으로 저가주택에서 현실화율의 분포가 더 큰 현상이 2022년에는 사라진 것으로 해석할 수 있다. 표준편차(SD)를 활용한 그래프의 경우((b) 그래프) 도 유사한 결과가 나타났다.

4. 공시가격 현실화율 소결

제IV장에서는 국토교통부의 공동주택 공시가격 및 시세 자료를 활용하여 개별 주택단위에서 공시가격 현실화율을 계산하고 공시가격 현실화율 변화 현황에 대한 분석을 다각도로 진행하였다. 전체적으로 공동주택 공시가격 현실화율은 2019년 68.48%에서 2022년 69.90%로 2020년 공시가격 현실화 제고 계획으로 인해 상향되었으며, 균형성 제고 작업으로 인해 표준편차는 2019년 3.36에서 2022년 2.4로 분포가 작아지는 개선이 이뤄지고 있다.

국소다항회귀(local polynomial regression)를 활용하여 가격대별 공시가격 현실화율 평균 그래프를 추정 한 결과, 저가주택의 공시가격 현실화율이 고가주택보다 높은 역진적(regressive)인 현상이 공시가격 현실화 계획 추진 이후 완화되고 있는 것으로 나타났다. 가격대별 누진성·역진성에 대한 계량모형의 분석 결과도 이와 유사한 결과가 도출되었다. 가장 강건한(robust)

모형의 결과에 의하면 전체 가격 구간에서의 역진성의 정도가 2019~2022년 완화되었으며 10억원 이하의 저가주택 구간에서는 2019~2022년 역진성이 사라진 것으로 나타났다. 끝으로 10억원 이상의 고가주택 구간에서는 2019~2022년 누진성이 강화되었으며, 이러한 모든 변화는 통계적으로 유의한 변화인 것으로 추정되었다.

본 연구에서는 스피어만 순위상관계수와 공시가격-시세 순위(rank)의 격차 비율을 활용하여 공시가격 현실화율의 가격대별 현황에 대한 분석을 추가로 수행하였다. 스피어만 순위상관계수의 경우 평균이 점차 1에 가까워지고 있으며 시·군·구 간 차이(표준편차 기준)도 2022년의 경우 2019년의 1/5 이하로 축소되었다. 즉 동일한 지역 내 공시가격-시세의 서열(order)을 기준으로 평가하더라도 가격대 간 공시가격 현실화율의 균형성이 개선되고 있는 것으로 평가할 수 있다.

가격대별 공시가격 현실화율의 균형성 제고와 더불어 동일한 가격대 내에서 공시가격 현실화율의 균형성을 제고(분포를 축소)하는 것도 공시가격 현실화 제고 및 균형성 제고의 중요한 정책 목표 중에 하나이다. 제3절에서는 동일 가격대 내에서의 공시가격 현실화율의 분포 변화를 점검하였다. 각 가격대별 사분위수, 표준편차에 대한 분석을 수행한 결과, 2019년에는 저가주택에서 현실화율의 분포가 고가주택보다 더 큰 현상이 나타나고 있었으나 공시가격 현실화 계획이 추진된 이후 2022년에는 이와 같은 현상이 사라진 것으로 나타났으며 전체적인 동일 가격대 내의 현실화율 분포의 크기(사분위수 및 표준편차 기준)도 점진적으로 축소되는 개선이 이뤄지고 있는 것으로 나타났다. 다만, 2020년 이후 가격대 구간별로 차등을 둔 현실화 계획으로 인해 9억원, 15억원을 전후하여 현실화율 분포에 계단식 단절(discontinuity)이 발생하고 있는 것으로 나타났다. 현재와 같이 가격대별로 현실화율 목표 달성 기간 및 제고율에 차등을 두는 경우 공시가격 및 시세반영률의 변동성이 확대되는 문제점이 발생할 수 있으며 가격대별 현실화율의 편차를 확대하여 형평성에 있어서 문제의 소지도 존재한다. 따라서 공시가격 현실화 계획을 재검토하는 경우 가격대별 차등은 폐지하는 방안을 검토해볼 수 있다.

V. 실증분석 2: 공시가격 현실화가 주택시장에 미친 영향

다음으로 제 V 장에서는 공시가격 현실화가 주택시장에 미친 영향을 다각도로 실증분석한다. 먼저 제1절에서는 공시가격 현실화 계획이 주택매매가격에 미친 영향을 분석하고 제2절에서는 공시가격 현실화로 인해 증가한 세 부담이 전세 세입자에게 전가가 되었는지 조세부담의 귀착(tax incidence)에 대한 실증분석을 진행한다. 다음으로 제3절에서는 통계청 「주택소유통계」를 활용하여 세 부담 증가가 주택 소유자의 행태(보유 주택 수 및 다주택자 비율 등)에 미친 영향을 분석한다. 제4절에서는 지난 2020년 공시가격 현실화 계획으로 인한 세 부담의 변화와 2022년 수정된 공시가격 현실화 계획으로 인한 향후 세 부담 변화를 예측 및 분석한다.

1. 공시가격 현실화가 주택매매가격에 미친 영향

가. 보유세 부담 효과

주택 공시가격은 보유세(종합부동산세, 재산세)를 계산하는 과정에서의 과세표준으로 공시가격이 상향 조정될 경우 보유세 부담이 증가하게 되는 효과가 나타난다. 이로 인해 세 부담이 증가한 다주택자가 이를 처분하여 매도 물량이 증가하는 경우 주택가격이 하향 조정될 가능성이 존재한다. 또한 이론적으로 현재의 주택가격은 미래 예상되는 주거서비스 순편익의 현재가치로 계산이 되는데 주택 보유로 인한 세 부담이 증가하는 경우 순편익이 감소하게 되어 주택가격이 하락하는 효과가 나타날 수 있다. 본 연구에서는 이와 같은 효과를 ‘① 보유세 부담 효과’로 명시하고자 한다.

공시가격 변동으로 인한 보유세 부담 효과를 간단한 예시를 들어 설명하면, 3월에 실거래가 15억에 거래된 A, B 두 주택이 4월 공개된 공시가격이

각각 12억원(A), 11억원(B)인 경우, 공시가격이 공개되기 직전 두 주택의 실거래가가 동일하였지만 보유세 부담이 더 큰 A주택에 대한 주택 보유로 인한 편익이 감소하게 된다. 따라서 이 효과로 인해 공시가격이 공개된 4월 이후 두 주택의 실거래가는 보유 부담이 더 적은 B주택이 A주택보다 더 높아지는 효과가 나타날 수 있다.

나. 기준가격 효과

이상과 같은 보유세 부담 효과와 더불어 다음과 같은 효과를 추가적으로 고려해 볼 수 있다. 유사 시점, 실거래가가 동일한 주택의 공시가격이 상이한 경우, 공시가격 공개 시점 이후 공시가격을 통한 주택 간의 가격 서열이 실거래가 서열에 영향을 미칠 가능성이 존재하며 본 연구에서는 이를 공시가격의 '② 기준 가격 효과'로 명시한다. 예를 들어 3월에 동일한 실거래가 15억에 거래된 두 주택 A, B 주택을 가정해 보겠다. 하지만 이후 4월 공개된 공시가격이 12억원(A), 11억원(B)인 경우, 공시가격이 일종의 공인된 기준 가격으로 작동하여 공시가격이 더 높은 A주택의 시장가격이 B주택의 시장가격보다 더 높아지는 현상이 나타날 수 있다. 공시가격이 이처럼 공인된 기준 가격으로 작동하는 경우 공시가격을 공개한 4월 이후 두 주택의 실거래가격은 A주택이 B주택보다 더 높게 형성될 수 있다.

다. 2020~2021년 보유세(종합부동산세 및 재산세) 현황

본격적인 실증분석에 앞서 공시가격 현실화 계획이 진행된 2020년 이후 보유세(종합부동산세 및 재산세)의 현황을 정리하고자 한다.

1) 종합부동산세(주택분)

종합부동산세는 과세기준일(매년 6월 1일) 기준 보유한 과세유형별 공시가격의 전국 합산액이 공제금액(과세기준금액)을 초과하는 재산세 납세의무자를 대상으로 부과되고 있다. 2020년은 전국 합산 주택의 공시가격 합계액

이 6억원(1세대 1주택자 9억원)을 초과하는 경우, 2021년은 전국 합산 주택의 공시가격 합계액이 6억원(1세대 1주택자 11억원)을 초과하는 경우 종합부동산세를 납부하도록 변경되어 2021년의 경우 1세대 1주택자의 공제금액이 9억원에서 11억원으로 상향 조정되었다. 종합부동산세는 공시가격 합계액에서 공제금액을 제외하고 이 금액에 공정시장가액비율을 곱하여 최종적인 과세표준을 정하도록 되어 있다. 2021년의 경우는 공정시장가액비율이 95%로 2020년 90%에서 5%p 상향 조정되었다. 또한 2021년은 과세표준에 적용되는 세율도 변경되었으며 <표 V-1>은 2021년의 종합부동산세 세율 변화를 보여준다. 전반적으로 2021년의 경우 2020년에 비해 종합부동산세 세율이 인상되었으며 조정대상지역 2주택 이상, 비규제지역 3주택 이상의 경우 세율 인상 폭이 더 컸음을 확인할 수 있다.

<표 V-1> 종합부동산세율 변화(2020~2021년)

(단위: %)

2020년				2021년			
일반		조정대상지역 2주택 3주택 이상		주택(일반)		조정대상지역 2주택 3주택 이상	
과세표준	세율	과세표준	세율	과세표준	세율	과세표준	세율
3억원 이하	0.5	3억원 이하	0.6	3억원 이하	0.6	3억원 이하	1.2
6억원 이하	0.7	6억원 이하	0.9	6억원 이하	0.8	6억원 이하	1.6
12억원 이하	1	12억원 이하	1.3	12억원 이하	1.2	12억원 이하	2.2
50억원 이하	1.4	50억원 이하	1.8	50억원 이하	1.6	50억원 이하	3.6
94억원 이하	2	94억원 이하	2.5	94억원 이하	2.2	94억원 이하	5.0
94억원 초과	2.7	94억원 초과	3.2	94억원 초과	3.0	94억원 초과	6.0

자료: 국세청, 「종합부동산세 세율」, <https://www.nts.go.kr/nts/cm/cntnts/cntntsView.do?mi=2354&cntntslid=7736>, 검색일자: 2022. 10. 3. 자료를 이용하여 저자 작성

또한 2021년은 2020년과 비교하여 고령자 및 장기보유자 세액공제에 관한 내용도 변경되었다. 1세대 1주택자의 세액공제 한도가 80%로 기존 70%에서 상향 조정되었으며, 연령별 공제율도 상향 조정¹³⁾(60세 이상(10 → 20%), 65세 이상(20 → 30%), 70세 이상(30 → 40%))되었다. 세부담 상한선은 2021년의

13) 보유 기간별 공제율은 5년 이상 20%, 10년 이상 40%, 15년 이상 50%로 2020년과 2021년이 동일하다.

경우 토지 및 일반주택 150%, 조정대상지역 2주택 300%, 3주택 이상 300%로 2020년과 비교하여 조정대상지역 2주택의 세부담 상한선이 200%에서 300%로 상향 조정되었다. 전반적으로 2021년의 종합부동산세 세부담은 다주택자를 중심으로 크게 증가하였으며 1세대 1주택의 경우는 공제금액이 9억 원에서 11억원으로 상향 조정되고 고령자 및 장기보유자 세액공제 한도도 확대되는 등 1주택 소유자에 대한 공제금액 및 한도도 동시에 확대되었다.

2) 재산세(주택분)

〈표 V-2〉는 2020년과 2021년 재산세 공시가격별 과세표준과 세율, 2021~2023년 한시적으로 적용되는 특례세율을 정리하여 보여준다. 2021년은 공시가격 6억원 이하 1주택자의 경우 특례세율이 적용되어 2020년과 비교하여 재산세 부담이 경감되었다.

〈표 V-2〉 재산세 과세표준 기준(2020~2021년)

(단위: %)

과세표준	공시가격범위	세율	특례세율 (2021~2023)
6천만원 이하	1억원 이하	0.1	0.05
6천만원~1억 5천만원	1억원~2억 5천만원	0.15	0.1
1억 5천만원~3억원	2억 5천만원~5억원	0.25	0.2
3억원~3억 6천만원	5억원~6억원	0.4	0.35
3억 6천만원 초과	6억원 초과	0.4	

자료: 위택스, 「재산세」, <https://www.wetax.go.kr/main/?cmd=LPEPJAMain>, 검색일자: 2022. 10. 3. 자료를 이용하여 저자 작성

〈표 V-3〉 재산세율 변화(2020~2021년)

(단위: 만원)

구분	2020년		2021년	
	공시가격	재산세	공시가격	재산세
대전 동구 ○○아파트(44㎡)	4,890	7.6	5,090(4.1% ↑)	6.1(19.8% ↓)
경기 동두천시 ○○아파트(59㎡)	8,790	13.7	9,860(12.2% ↑)	11.1(19.0% ↓)
부산 북구 ○○아파트(84㎡)	27,200	48.1	31,300(15.1% ↑)	41.1(14.5% ↓)
인천 서구 ○○아파트(95㎡)	42,000	89.3	56,000(33.3% ↑)	81.6(8.6% ↓)
서울 관악구 ○○아파트(84㎡)	49,700	105.1	59,200(19.1% ↑)	94.2(10.4% ↓)

자료: 국토교통부, 「2021년 공동주택 공시가격(안) 열람」, 보도자료, 2021. 3. 15., p. 5

〈표 V-3〉은 각 지역의 일부 주택의 경우 공시가격 상승률(2020년 대비)과 재산세 부담 변화를 예를 들어 보여준다. 예시로 보여주는 주택의 경우 공시가격이 2020년 대비 약 4~33% 증가하였지만 특례세율 적용으로 재산세 부담은 8~20% 정도 감소한 것으로 나타났다.

2020~2021년 종합부동산세와 재산세의 변화 현황을 종합하면 재산세는 1주택자의 경우 완화되었으며 종합부동산세는 전체적으로 인상(1세대 1주택자는 공제금액 및 공제율 상향 조정)된 것으로 평가할 수 있다. 이와 같은 상황에서 공시가격 현실화를 제고에 의해 과세표준이 되는 공시가격이 2021년 크게 증가하였으며, 이와 같은 변화가 주택매매가격에 미친 영향을 분석하고자 한다.

라. 실증분석

본 연구에서는 개별 주택별로 전년도 대비 2021년 공시가격 변화율을 이용하여 공시가격 인상이 주택가격에 미친 영향을 분석하고자 한다. 2021년의 경우 3월 15일 공동주택 공시가격(안)을 최초 공개하고, 4월 29일 공동주택공시가격을 결정·공시하였으며 4월 29일부터 5월 28일까지 한 달간 이의신청 접수를 받고, 재조사·검토과정을 거쳐 6월 말 조정·공시하였다.

1) 데이터 및 모형

공시가격변화가 주택매매가격에 미친 영향을 분석하기 위해 개별주택단위 공시가격·실거래가 연결 표본을 이용하여 개별 주택별로 전년 대비 공시가격 상승률에 따른 실거래가 변화의 차이를 분석하고자 한다. 패널데이터 생성을 위해 동일한 주소(동일 아파트 단지), 동일 면적(동일한 타입), 동일한 층 그룹¹⁴⁾을 동일한 주택(ID)으로 정의하였으며, 개별주택단위(ID)에서 월별 평균실거래가격, 거래량을 계산하였고 거래량은 표본의 가중치로 활용

14) 1그룹: 1층 이하 / 2그룹: 2~5층 / 3그룹: 6~10층 / 4그룹: 11~20층 / 5그룹: 21~30층 / 6그룹: 31층 이상

하였다. 패널데이터를 통해 개별주택단위 고정효과 및 지역별-월별 고정효과를 통제하고 플라시보(placebo) 테스트를 통해 분석 기간을 달리하며 분석 결과의 강건성을 검증한다.

우선적으로 2021년 1월부터 8월까지의 실거래가 표본을 활용하여 5~8월의 기간을 공시가격 변화 충격에 노출된 기간으로 설정하여 분석을 진행한다. 하지만 3월 15일 공시가격(안) 최초 공개, 4월 29일 공동주택 공시가격 결정·공시, 6월 1일 종부세, 재산세 부과 기준시점, 7월 재산세 고지서 수령 등 공시가격의 공개된 정보가 확산되는 데 소요되는 시간 등을 고려할 필요가 있으므로 공시가격 공개에 노출된 시점을 다양하게 고려하는 강건성 검증을 추가로 진행한다.

$$\log(\text{price})_{ijt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격확인}D \times \text{공시가격상승률}_i + \gamma_{jt} \text{시군구}_j \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-1)}$$

$$\log(\text{price})_{ikjt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격확인}D \times \text{공시가격상승률}_i + \gamma_{jt} \text{시군구}_j \times \text{월별}_t + \delta_{kt} \text{가격대별}_k \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-2)}$$

$$\log(\text{price})_{ijt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격확인}D \times \text{공시가격상승률}_i + \theta \text{실거래가상승률}_i + \gamma_{jt} \text{시군구}_j \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-3)}$$

$$\log(\text{price})_{ikjt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격확인}D \times \text{공시가격상승률}_i + \theta \text{실거래가상승률}_i + \gamma_{jt} \text{시군구}_j \times \text{월별}_t + \delta_{kt} \text{가격대별}_k \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-4)}$$

본 연구에서는 기본적으로 이상의 식 (V-1)~(V-4)를 활용하여 실증분석을 진행한다. 분석 모형은 고정효과(fixed effect) 모형이며 종속변수는 개별주택 실거래가에 자연로그를 취한 값이다. 시간 단위(t)는 월별이며 시·군·구별×월별 고정효과, 주택 실거래가 가격대별(1억원 단위)×월별 고정효과, 1월 기준 전년 동월 대비 실거래가 상승률 등을 통제변수로 활용하였다.

1월 기준(과거) 전년 동월 대비 실거래가 상승률을 모형에서 통제할 필요성에 대해서 설명하고자 한다. 실무적으로 t 연도 i 주택의 공시가격은 $t-1$

연도(1~12월)의 i 주택의 실거래가 데이터를 기반으로 도출된다. 따라서 i 주택의 t 연도 공시가격 상승률은 $t-1$ 연도 i 주택의 실거래가 상승률을 반영하게 된다. 주택가격이 평균회귀(mean-reversion)하는 경향이 있는 경우 전년도에 가격이 많이 상승한 주택의 경우 올해의 가격상승률은 평균보다 낮을 가능성이 존재한다. 즉 개별 주택의 전년 동월 대비(1월) 실거래가 변동률과 당해 연도의 실거래가 변동률은 상관관계가 높을 가능성이 존재한다.

따라서 주택 실거래가가 평균으로 회귀(mean-reversion)하는 경향이 강하게 나타나는 경우, 전년도($t-1$)의 동일 지역, 동일 가격대의 타 주택에 비해 실거래가 더 많이 상승하는 주택은 t 연도 공시가격 상승률이 높게 되지만 평균회귀(mean-reversion)에 의해 t 연도에는 타 주택에 비해 실거래가 상승률이 낮아지는 경향이 나타날 수 있다. 즉 공시가격 공개 시점 이후의 타 주택에 비해 낮은 실거래가 상승률은 직전 연도의 높은 가격 상승에 의한 평균회귀(mean-reversion) 현상이나, 이를 통제하지 않을 경우 높은 공시가격 상승률이 공시가격 공개 이후 주택 가격을 낮춘 것으로 잘못된 분석 결과가 도출될 수 있다.

이상의 추정식에서 관심변수는 ‘공시가격 확인 시점 D (더미)×전년대비 공시가격상승률’이다. ‘공시가격 확인 D ’는 공시가격 확인 이후 1의 값을 갖는 더미변수(5~8월=1, 1~4월=0)이며, 공시가격 상승률은 i 주택의 전년도 대비 공시가격 상승률(%)을 의미한다. 종속변수는 통제하는 고정효과에 따라 ‘ $\log(\text{price})_{ijt}$ ’는 j 시·군·구에 위치한 i 주택의 t 시점(월별) 실거래가격의 자연로그 값, ‘ $\log(\text{price})_{ikt}$ ’는 j 시·군·구에 위치한 i 주택의 t 시점(월별), 1억원 단위 가격대(k) 주택 실거래가격의 자연 로그값을 의미한다. ‘ α_i ’는 i 주택의 개별고정효과(individual fixed effect), ‘실거래가상승률’은 i 주택의 1월 기준 전년도 대비 실거래가 상승률(%)을 의미한다. 공시가격에 실거래가가 영향을 받는 시점(주택공시가격 공시 이후) 이후의 표본은 전년 동월 대비 실거래가 상승률을 계산하는 과정에 포함시키지 않기 위해 전년도 10월~당해 연도 3월 거래를 이용하여 1월 기준 실거래가 상승률을 계산한 값을 이용하였다. 보다 구체적으로 1월 기준으로 통일된 실거래가 상승

를 계산하기 위해 시·군·구별·월별 주택가격지수를 추정하였으며 이를 통해 전년도 10월~당해 연도 3월의 실거래를 동일 기준 시점(1월) 가격으로 변환하여 실거래가 상승률을 계산하였다. ‘시·군·구_j×월별_t’은 *i* 주택이 위치한 *j* 시·군·구 *t* 시점(월별)의 고정효과, ‘가격대_k×월별_t’은 *i* 주택이 속하는 1억원 단위 가격대별 *t* 시점(월별)의 고정효과를 의미한다.

2) 분석 결과(전체 및 가격대별)

〈표 V-4〉는 과거(1월 기준) 실거래가 상승률을 모형에서 추가로 통제하지 않은 식 (V-1), (V-2)의 추정 결과(1)~(4)열은 식 (V-1)의 결과, (5)~(8)열은 식 (V-2)의 결과)를 보여준다. 〈표 V-4〉의 결과는 분석 대상 표본을 공시가격 상승률에 따라 세분화하여 추가적인 분석 결과를 제시한다. (1), (5)열의 결과는 전체 표본을 대상으로 추정한 결과, (2), (6)열은 전년도 대비 공시가격이 상승한 개별주택만을 표본으로 추정한 결과, (3), (7)열은 전년도 대비 공시가격 상승률이 10% 이상, (4), (8)열은 20% 이상인 표본만을 대상으로 추정한 결과를 나타낸다.

〈표 V-4〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율	0.003 (.0028)	-.0065* (.0033)	-.0143*** (.0040)	-.0073 (.0045)
공시가격증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
Obs.	7,732,264	5,666,847	3,176,103	1,863,668
adj. R-sq	0.998	0.998	0.998	0.998
$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율	-.0072** (.0027)	-.0101** (.0032)	-.0128*** (.0040)	-.0063 (.0046)

〈표 V-4〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0
Obs.	7,732,264	5,666,847	3,176,103	1,863,668
adj. R-sq	0,998	0,998	0,998	0,998

주: 1. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

(1)열의 결과에 의하면 i 주택의 시·군·구별-월별 고정효과를 통제한 모형의 전체 표본을 대상으로 한 결과에서는 공시가격 상승률이 주택가격에 미친 영향이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 (5)열의 결과 (i 주택의 가격대별-월별 고정효과를 추가로 통제한 모형, 전체 표본을 대상으로 한 결과)에서는 공시가격이 동일한 시·군·구 내의 동일한 가격대(1억원 단위) 주택에 비해 10%p 더 높은 경우 공시가격 공개 이후 시점(5~8월)의 주택가격 상승률은 평균적으로 0.072%¹⁵⁾ 더 낮았음을 의미하고 추정 값은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

공시가격이 상승한 경우와 하락한 경우의 효과가 비대칭적일 가능성이 존재하여 (2)~(4)열, (6)~(8)열은 공시가격 상승률이 0, 10, 20% 이상인 경우만을 대상으로 모형을 추정하였다. 가격대별-월별 고정효과까지 추가로 통제 한 모형의 경우(5)~(8)열) 공시가격이 상승한 표본만을 대상으로 추정한 결과 공시가격이 동일한 시·군·구 내의 동일한 가격대(1억원 단위) 주택에 비해 10%p 더 높은 경우 5~8월의 주택가격 상승률은 평균적으로 0.1%¹⁶⁾ 더 낮았으며 추정 값은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 공시가격 상승률이 10% 이상인 표본만을 대상으로 한 결과(7)열에서

15) $(\exp(\beta \times 100) - 1) \times 10 = -0,0717$

16) $(\exp(\beta \times 100) - 1) \times 10 = -0,100$

는 이 추정값이 0.127%로 더 크게 추정되었으나, 공시가격 상승률이 20% 이상인 표본만을 대상으로 한 결과(8)열)에서는 표본 간의 공시가격 상승률 차이에 의한 통계적으로 유의한 차이는 관측되지 않았다.¹⁷⁾

〈표 V-5〉는 과거(1월 기준) 개별주택 단위로 실거래가 상승률을 모형에서 추가로 통제한 식 (V-3), (V-4)의 실증분석 결과를 보여준다. 즉 식 (V-3), (V-4)는 $t-1$ 연도 주택가격 변동률과 t 연도 주택가격 변동률 간의 상관관계가 존재할 가능성을 추가로 통제하는 것으로 생각할 수 있다. 실증분석 결과에 의하면 1월 기준, 전년 동월 대비 i 주택의 실거래가 상승률은 공시가격 공개 이후 시점 t 연도 주택가격 상승률과 통계적으로 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. (1)~(8)열 모든 모형의 결과에서 실거래가 증가율(%)의 계수 값이 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다. 이는 $t-1$ 연도 실거래가 상승률이 높았던 주택의 경우 t 연도 공시가격 공개 이후 시점에 주택가격 상승률이 더 낮은 경향이 있는 것으로 해석할 수 있다. 즉 데이터상에서 주택가격 평균회귀(mean-reversion) 현상이 통계적으로 유의하게 관측되고 있다.

〈표 V-5〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(실거래 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율(%)	.0157*** (.0039)	.0060 (.0046)	.0041 (.0047)	.0070 (.0055)
과거실거래가 증가율(%)	-.0339*** (.0064)	-.0371*** (.0085)	-.0547*** (.0081)	-.0439*** (.0090)
공시가격증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
Obs.	7,096,610	5,218,219	2,964,369	1,729,127
adj. R-sq	.998	.998	.998	.998

17) 추정 결과 값은 -0.063%(10%p 공시가격 상승 충격)

〈표 V-5〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율	.0058 (.0036)	.0023 (.0043)	.0040 (.0046)	.0082 (.0053)
과거실거래가 증가율(%)	-.0359*** (.0067)	-.0376*** (.0087)	-.0522*** (.0081)	-.0451*** (.0089)
공시가격증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0
Obs.	7,096,610	5,218,219	2,964,369	1,729,127
adj. R-sq	.998	.998	.998	.998

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

이와 같은 주택가격의 평균회귀(mean-reversion) 성향을 추가로 고려하여 통제변수로 활용하는 경우 공시가격 증가율(%)의 계수 값은 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값으로 전환이 되었다. 따라서 주택가격의 평균회귀(mean-reversion) 성향을 고려하지 않은 경우, 공시가격 공개 시점 이후의 주택가격 하락을 공시가격 상승으로 인한 영향으로 잘못 해석할 수 있는 것으로 나타났다.

보다 구체적으로 $t-1$ 연도의 높은 실거래가 상승률은 해당 주택의 t 연도 높은 공시가격 상승률로 연결되며, 이와 동시에 $t-1$ 연도의 높은 실거래가 상승률은 주택가격의 강한 평균회귀 성향에 의해 t 연도 공시가격 공개 시점 이후 상대적으로 낮은 실거래가 상승률로 연결된다. 따라서 t 연도 높은 공시가격 상승률과 t 연도 공시가격 공개 시점 이후 상대적으로 낮은 실거래가 상승률의 인과관계로 해석하는 것은 제3의 공통요인을 잘못 해석한 결과일 가능성이 높다.

〈표 V-6〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(주택가격대별)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율	-.0080* (.0033)	-.0336*** (.0093)	-.0285 (.0015)	-.0035 (.0032)	.0142 (.0371)
가격대별	3억원 미만	3억~6억원	6억~9억원	9억~12억원	12억원 이상
공시가격증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	3,633,571	1,427,542	517,291	155,046	194,922
adj. R-sq	0,995	0,964	0,937	0,929	0,996

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율	-.0076* (.0033)	-.0232* (.0093)	-.0239 (.0016)	-.0041 (.0031)	-.0536 (.0371)
가격대별	3억원 미만	3억~6억원	6억~9억원	9억~12억원	12억원 이상
공시가격증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	3,633,571	1,427,542	517,291	155,046	194,922
adj. R-sq	0,995	0,965	0,937	0,930	0,997

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-6〉은 약 94%의 표본이 포함되어 있는 실거래가 12억원 이하의 주택을 3억원 단위 가격대별로 구분하고 전년 대비 공시가격이 증가한 표본만을 대상으로 실거래가 상승률을 통제하지 않은 식 (V-1), (V-2)를 추정한 결과를 보여준다. 1억원 단위로 가격대별-월별 고정효과를 추가로 통제 한 모형 ((6)~(10)열)과 그렇지 않은 모형((1)~(5)열)의 경우 모두 공통적으로 3억~6억원대 주택의 추정 값이 가장 큰 것으로 나타났으며 6억~9억원, 9억~12억원, 12억원 이상의 구간에 대한 추정 값은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나

타났다. 이 중에 (7)열의 결과를 해석하면 3억~6억원 주택 중 공시가격이 전년도 대비 상승한 주택만을 대상으로 회귀 분석을 한 결과, 동일한 시·군·구, 동일한 가격대(1억원 단위)에 비해 전년도 대비 공시가격이 10%p 상승한 경우, 해당 주택의 가격 상승률은 약 0.23% 낮은 것으로 나타났으며 이는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값으로 추정되었다.

〈표 V-7〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 실거래가상승률 추가 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	-.0009 (.0043)	.0246* (.0107)	.0493* (.0240)	.1020** (.0343)	.1270* (.0542)
과거실거래가 증가율(%)	-.0205* (.0091)	-.1513*** (.0119)	-.1182*** (.0257)	-.1634*** (.0418)	-.1642*** (.0486)
가격대별	3억원 미만	3억~6억원	6억~9억원	9억~12억원	12억원 이상
공시가격증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	3,368,035	1,316,747	469,472	136,531	166,656
adj. R-sq	0.995	0.966	0.938	0.936	0.992

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	-.0009 (.0043)	.0314** (.0107)	.0531* (.0250)	.0960** (.0333)	.0594 (.0488)
과거실거래가 증가율(%)	-.0192* (.0091)	-.1493*** (.0119)	-.1184*** (.0257)	-.1573*** (.0413)	-.1021** (.0383)
가격대별	3억원 미만	3억~6억원	6억~9억원	9억~12억원	12억원 이상
공시가격증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	3,368,035	1,316,747	469,472	136,531	166,656
adj. R-sq	0.995	0.966	0.938	0.938	0.993

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-7〉은 〈표 V-6〉에 추가적으로 직전 연도의 실거래가 증가율을 추가로 통제한 식 (V-3), (V-4)를 추정한 결과를 보여준다. 〈표 V-6〉의 결과와 달리 다수의 모형에서 공시가격 증가율(%)의 계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 전환된 것을 확인할 수 있다. 따라서 〈표 V-6〉에서 추정된 음(-)의 값은 직전 연도와 해당 연도 실거래가 증가율의 상관관계(평균회귀성향)를 고려하지 못한 결과로 해석할 수 있다. 모든 모형(1)~(8)에서 직전 연도의 실거래가 증가율(%) 변수의 계수 값은 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다. 따라서 직전 연도에 실거래가 증가율이 높았던 주택의 경우, 당해 연도 공시가격 공개 시점 이후 상대적으로 실거래가 상승률이 낮은 평균회귀(mean-reversion) 성향이 통계적으로 유의하게 나타난 것으로 볼 수 있다. 이와 같은 주택가격 변동의 평균회귀성향을 통제하는 경우 공시가격 상승 확인 충격은 다양한 가격대에서 실거래가격을 상승시키는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다.

(9)열의 결과를 해석하면, 동일한 지역(시·군·구), 동일한 가격대(1억원 단위)에서 평균보다 공시가격이 10%p 더 높게 상승하는 경우 주택가격은 약 1%¹⁸⁾ 증가시키는 것으로 추정되었다. 예를 들어 동일한 지역(구 단위)에 위치한 9억원의 아파트가 공시가격 상승률에 있어서 10%p 정도 차이가 생기는 경우, 향후 매매가격에는 900만원(1%) 정도 차이가 나타나는 것으로 추정되었다.

이와 같은 실증분석 결과는 공시가격 변화로 인한 두 효과 ① 보유세 부담 효과 ② 기준가격 효과 중에 단기적으로는 실증분석 대상으로 하고 있는 ② 기준가격 효과의 영향이 더 큰 것으로 해석할 수 있다. 가격대별·월별 고정효과를 추가로 통제한 모형 (5)~(8)을 기준으로 이와 같은 효과의 크기는 i) 9억~12억원 > ii) 6억~9억원 > iii) 3억~6억원 순서로 나타났다. 12억원 이상의 고가주택과 3억원 미만의 저가주택에서는 추정 값이 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값(12억원 이상), 음(-)의 값(3억원 미만)으로 각각 추정되었다.

18) $(\exp(\beta \times 100) - 1) \times 10 = 1.01$

〈표 V-8〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(1억원 단위 가격대별)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)		
	공시가격 상승률(%)		
가격대	전체 (1)	> 0 (2)	> 10% (3)
1억원 이하	-0.006 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.014 (0.008)
1억~2억원	-0.007 (0.004)	-0.009* (0.004)	-0.003 (0.006)
2억~3억원	-0.019* (0.009)	-0.027** (0.011)	-0.013 (0.012)
3억~4억원	-0.014 (0.012)	-0.021 (0.013)	-0.050*** (0.015)
4억~5억원	-0.038* (0.015)	-0.040** (0.016)	-0.037* (0.015)
5억~6억원	-0.009 (0.019)	-0.01 (0.019)	0.004 (0.021)
6억~7억원	-0.046 (0.025)	-0.047 (0.026)	-0.052 (0.027)
7억~8억원	0.013 (0.036)	0.013 (0.036)	0.012 (0.036)
8억~9억원	-0.014 (0.041)	-0.014 (0.041)	-0.062 (0.046)
9억~10억원	-0.034 (0.058)	-0.031 (0.058)	-0.025 (0.058)
10억~11억원	-0.089 (0.075)	-0.089 (0.075)	-0.004 (0.046)
11억~12억원	0.097 (0.074)	0.096 (0.074)	0.085 (0.074)
12억~13억원	-0.122 (0.068)	-0.125 (0.068)	-0.125 (0.068)
13억~14억원	-0.006 (0.047)	-0.006 (0.047)	-0.005 (0.047)
14억~15억원	0.058 (0.056)	0.058 (0.056)	0.058 (0.056)
15억~16억원	-0.159 (0.099)	-0.159 (0.099)	-0.157 (0.099)
16억~17억원	-0.387** (0.119)	-0.387** (0.119)	-0.387** (0.118)
17억~18억원	-0.06 (0.088)	-0.06 (0.088)	-0.06 (0.088)

〈표 V-8〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$		
	공시가격 상승률(%)		
	전체 (1)	> 0 (2)	> 10% (3)
18억~19억원	0.056 (0.175)	0.056 (0.175)	-0.195 (0.334)
19억~20억원	-0.670*** (0.176)	-0.670*** (0.176)	-0.663*** (0.175)
가격대별×월별 고정효과	0	0	0
시군구별×월별 고정효과	0	0	0

주: 1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.01$

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-8〉은 1억원 단위 가격대별로 식 (V-2)를 각각 추정한 결과이다. (1) 열은 전체 표본, (2)열은 공시가격 상승률이 전년 대비 증가한 표본, (3)열은 전년 대비 10% 이상 공시가격이 상승한 표본만을 대상으로 식 (2)를 추정한 결과이다. 거의 모든 결과가 음(-)의 값으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않은 경우가 다수 발견되었다. 실거래가 5억원 이하의 주택, 16억원대, 19억원대 표본은 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 추정되었다.

〈표 V-9〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(과거 실거래가 상승률 추가 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$					
	표본구분 공시가격 상승률(%)					
	(1) 전체		(2) 0% 이상		(3) 10% 이상	
	공시가격 상승률	실거래가 상승률	공시가격 상승률	실거래가 상승률	공시가격 상승률	실거래가 상승률
가격대	1억원 이하					
	-0.004 (.005)	-0.002 (.009)	-0.009 (.006)	.011 (.013)	-0.014 (.007)	-0.007 (.018)
	1억~2억원					
	.026*** (.006)	-0.064*** (.009)	.023*** (.007)	-0.062*** (.011)	.009 (.006)	-0.023** (.008)
2억~3억원						
.014 (.012)	-0.070*** (.012)	-0.004 (.013)	-0.073*** (.013)	-0.02 (.015)	-0.054*** (.016)	
3억~4억원						
.043*** (.011)	-0.139*** (.015)	.041*** (.011)	-0.155*** (.015)	.030* (.013)	-0.162*** (.018)	

〈표 V-9〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)					
	표본구분 공시가격 상승률(%)					
	(1) 전체		(2) 0% 이상		(3) 10% 이상	
	공시가격 상승률	실거래가 상승률	공시가격 상승률	실거래가 상승률	공시가격 상승률	실거래가 상승률
4억~5억원	.03 (.02)	-.134*** (.022)	.029 (.02)	-.139*** (.022)	.029 (.017)	-.106*** (.018)
5억~6억원	.008 (.016)	-.101*** (.017)	.009 (.017)	-.103*** (.017)	.009 (.018)	-.108*** (.017)
6억~7억원	.013 (.029)	-.103** (.032)	.016 (.029)	-.103** (.032)	.017 (.029)	-.107*** (.032)
7억~8억원	.088** (.033)	-.174*** (.038)	.091** (.033)	-.174*** (.037)	.083* (.034)	-.181*** (.038)
8억~9억원	.038 (.072)	-.071 (.054)	.043 (.074)	-.07 (.054)	-.004 (.068)	-.125** (.047)
9억~10억원	.007 (.039)	.012 (.049)	.005 (.04)	.011 (.05)	-.002 (.04)	.004 (.052)
10억~11억원	.052 (.063)	-.11 (.077)	.092 (.065)	-.122 (.077)	.086 (.066)	-.119 (.078)
11억~12억원	.07 (.046)	-.068 (.048)	.079 (.047)	-.068 (.049)	.08 (.047)	-.076 (.05)
12억~13억원	.08 (.078)	-.231*** (.063)	.12 (.077)	-.190** (.058)	.128 (.078)	-.190** (.058)
13억~14억원	.121 (.073)	-.045 (.057)	.12 (.073)	-.04 (.055)	.123 (.074)	-.037 (.056)
14억~15억원	-.024 (.084)	.032 (.069)	-.016 (.085)	.031 (.07)	.006 (.085)	.036 (.069)
15억~16억원	-.023 (.061)	-.081 (.059)	-.011 (.061)	-.079 (.059)	.01 (.06)	-.089 (.058)
16억~17억원	-.02 (.161)	-.103 (.143)	.003 (.162)	-.121 (.146)	-.001 (.164)	-.121 (.15)
17억~18억원	-.071 (.186)	-.127 (.167)	-.049 (.186)	-.128 (.168)	-.056 (.19)	-.114 (.172)
18억~19억원	.005 (.176)	.065 (.135)	.032 (.176)	.063 (.136)	.053 (.163)	.112 (.123)
19억~20억원	-.056 (.294)	-.028 (.16)	-.037 (.295)	-.039 (.16)	-.039 (.288)	-.026 (.158)
가격대별×월별 고정효과	0		0		0	
시군구별×월별 고정효과	0		0		0	

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

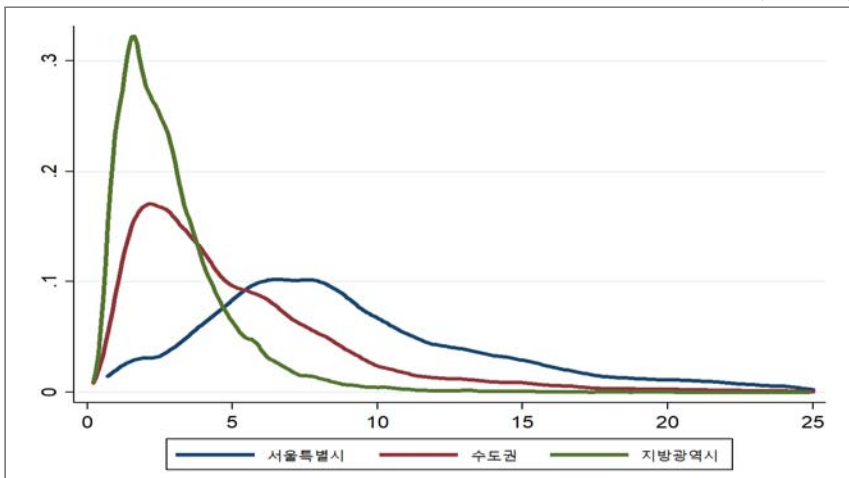
〈표 V-9〉는 1억원 단위 가격대별로 개별 주택의 과거(1월 기준) 실거래가 상승률을 추가로 통제한 식 (V-4)를 추정한 결과를 보여준다. 직전 연도의 실거래가 상승률을 추가로 통제하는 경우 실거래가 상승률(%)의 계수 값은 다수의 가격대에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되어 주택가격이 평균회귀성향(mean-reversion property)을 갖는 것을 나타냈다. 1월 기준 과거 실거래가 상승률을 추가로 통제하는 경우 관심 변수인 공시가격 상승률(%)의 추정 값은 대부분의 가격대에서 양(+)의 값으로 전환되었으며, 일부 가격대에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 추정되었다.

3) 분석 결과(지역별)

다음으로 이상과 동일한 분석을 지역별(서울·수도권·지방광역시)로 나누어 실증분석을 진행하였다.

[그림 V-1] 실거래가의 지역별 분포

(단위: 억원)



주: [그림 v-1]은 kernel density estimation 결과, kernel=epanechnikov, degree=0, bandwidth=1
자료: 저자 작성

[그림 V-1]은 지역별(서울·수도권·지방광역시) 실거래가의 분포를 실거래가 25억원 이하에 대하여 kernel density를 이용하여 추정한 결과 값을 보

여준다. 서울의 경우는 최빈값(mode)이 7억~9억원, 수도권과 지방광역시는 약 3억원에서 나타나며, 지방광역시의 경우 3억원 근처에 대부분의 관측치가 집중되어 있는 것으로 나타난다.

〈표 V-10〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(서울특별시)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율	.0098 (.0159)	-.0199 (.0195)	-.0441* (.0203)	-.0395 (.0222)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
Obs.	428,600	421,497	407,376	291,567
adj. R-sq	0.997	0.997	0.997	0.994

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율	-.0605** (.0189)	-.0636*** (.0191)	-.0743*** (.0199)	-.0627** (.0221)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0
Obs.	428,600	421,497	407,376	291,567
adj. R-sq	0.998	0.997	0.997	0.994

주: 1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.01$

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-10〉은 서울특별시에 한정하여 식 (1), (2)를 추정한 결과 값(1)~(4)열: 식(1)의 추정 결과, (5)~(8)열: 식(2)의 추정 결과)를 보여준다. (5)~(8)열의 추정 결과에 따르면 모든 표본에서 결과치가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 서울지역에서 공시가격 현실화에 의한 공시가격 인상이 주택의 실거래가 하락에 미친 영향은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

〈표 V-11〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향: 서울특별시(실거래통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율(%)	.0955*** (.0215)	.0602* (.0235)	.0365 (.0234)	.0411 (.0235)
과거실거래가 증가율(%)	-.105*** (.0216)	-.116*** (.0224)	-.119*** (.0237)	-.0973*** (.0215)
공시가격증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
Obs.	383,803	377,765	367,586	264,688
adj. R-sq	.998	.997	.997	.994

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율	.0261 (.0196)	.0245 (.0201)	.0151 (.0211)	.0232 (.0234)
과거실거래가 증가율(%)	-.109*** (.0196)	-.112*** (.0201)	-.114*** (.0211)	-.121*** (.0214)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별×월별	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0
Obs.	383,803	377,765	367,586	264,688
adj. R-sq	.998	.997	.997	.994

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

반면에 〈표 V-11〉은 서울특별시에 한정하여 개별 주택별로 과거(1월 기준) 실거래가 상승률을 추가 통제한 식 (V-3), (V-4)를 추정한 결과 값을 보여 준다. (1)~(4)열은 식 (V-3)의 추정 결과, (5)~(8)열은 식 (V-4)(가격대별-월별 고정효과 추가 통제)의 추정을 나타낸다. 개별 주택의 직전 연도 실거래가 상승률을 추가로 통제한 결과, 실거래가 상승률(%)의 계수 값이 모든 모형에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되어 서울지역 주택의 경우

주택가격의 평균회귀성향이 강하게 관측되었다. 이와 같은 주택가격의 평균 회귀성향을 고려하는 경우 공시가격 확인 충격이 주택실거래가격에 미치는 영향은 양(+)의 값으로 전환되었으며 (1), (2)열의 경우는 통계적으로 유의한 값이 추정되었다.

〈표 V-12〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(수도권)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격	.0021	-.0221*	-.0469***	-.0428***
증가율	(.0086)	(.0103)	(.0101)	(.0118)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	> 0	> 10	> 20
시군구별×월별	0	0	0	0
Obs.	2,927,757	2,513,634	1,794,079	1,164,632
adj. R-sq	0.997	0.996	0.996	0.995
$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격	-.0437***	-.0546***	-.0570***	-.0545**
증가율	(.0084)	(.0093)	(.0101)	(.0122)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	> 0	> 10	> 20
시군구별×월별	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0
Obs.	2,927,757	2,513,634	1,794,079	1,164,632
adj. R-sq	0.997	0.996	0.996	0.995

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

마찬가지로 〈표 V-12〉, 〈표 V-14〉는 각각 수도권(서울, 경기, 인천)과 지방광역시(대전, 광주, 대구, 부산, 울산)에 한정하여 식 (V-1), (V-2)를 추정된 결과, 〈표 V-13〉, 〈표 V-15〉은 과거 실거래가 상승률을 추가로 통제한 식 (V-3), (V-4)를 추정된 결과를 보여준다.

〈표 V-13〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향: 수도권(실거래가 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격	.0656***	.0385***	.0033	.0078
증가율(%)	(.0103)	(.0117)	(.0122)	(.0145)
과거실거래가	-.121***	-.126***	-.117***	-.105***
증가율(%)	(.0106)	(.0120)	(.0126)	(.0144)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	0%이상	10%이상	20%이상
시군구별×월별	0	0	0	0
Obs.	2,694,157	2,321,286	1,665,276	1,075,730
adj. R-sq	.997	.996	.996	.995

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격	.0215*	.0072	-.0089	-.0063
증가율	(.0100)	(.0108)	(.0128)	(.0151)
과거실거래가	-.124***	-.125***	-.112***	-.108***
증가율(%)	(.0113)	(.0123)	(.0134)	(.0143)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	0%이상	10%이상	20%이상
시군구별×월별	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0
Obs.	2,694,157	2,321,286	1,665,276	1,075,730
adj. R-sq	.997	.996	.996	.995

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-14〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향(지방광역시)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격	.0011	-.0076	.0013	.0013
증가율	(.0079)	(.0099)	(.0012)	(.0020)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	> 0	> 10	> 20
시군구별×월별	0	0	0	0
Obs.	1,116,648	726,562	381,030	178,053
adj. R-sq	0.996	0.996	0.995	0.995

〈표 V-14〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율	-.0044 (.0088)	-.0014 (.0012)	.0017 (.0117)	.0041 (.0162)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	> 0	> 10	> 20
시군구별 × 월별	0	0	0	0
가격대별 × 월별	0	0	0	0
Obs.	2,927,757	2,513,634	1,794,079	1,164,632
adj. R-sq	0.997	0.996	0.996	0.995

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-15〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향: 지방광역시(실거래가 통제)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율(%)	.0357** (.0133)	.0146 (.0159)	.0140 (.0180)	.0049 (.0252)
과거실거래가 증가율(%)	-.0494*** (.0150)	-.0497** (.0180)	-.0335 (.0210)	-.0057 (.0285)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별 × 월별	0	0	0	0
Obs.	1,012,672	661,880	354,556	163,599
adj. R-sq	.996	.996	.995	.996

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율	.0279* (.0125)	.0183 (.0149)	.0240 (.0165)	.0238 (.0220)
과거실거래가 증가율(%)	-.0731*** (.0144)	-.0789*** (.0180)	-.0629*** (.0186)	-.0581* (.0261)
공시가격 증가율별 표본구분	전체	0% 이상	10% 이상	20% 이상
시군구별 × 월별	0	0	0	0
가격대별 × 월별	0	0	0	0
Obs.	1,012,672	661,880	354,556	163,599
adj. R-sq	.996	.996	.995	.996

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

분석 결과, 개별주택단위 과거 실거래가 상승률을 통제하지 않은 경우 관심변수의 계수 값이 음(-)의 값으로 추정되는 경우가 다수 발견되었다. 하지만 개별주택단위 과거 실거래가 상승률을 통제하는 경우 모든 모형에서 계수 값이 양(+)의 값으로 전환되었으며 실거래가 상승률의 계수 값은 음(-)의 값으로 추정이 되었다. 즉 분석 대상 지역에서 모두 공통적으로 주택가격의 평균회귀성향이 관측되었으며 이와 같은 주택가격의 특성을 추가로 고려하는 경우 공시가격 상승을 확인한 이후 공시가격 상승률이 높은 주택의 실거래가격이 추가적으로 상승하는 것으로 추정되었다.

4) 플라시보(placebo) 테스트 분석 결과(강건성 검증)

이상의 분석은 (1~4월)-(5~8월) 표본을 이용하여 5~8월을 공시가격 확인 충격에 노출된 기간으로 가정하여 분석을 진행하였다. 하지만 2021년의 경우 3월 15일 최초 공동주택 공시가격(안) 공개, 4월 29일 공동주택 공시가격을 결정·공시, 4월 29일부터 5월 28일까지 한 달간 이의신청 접수를 받고, 재조사·검토 과정을 거쳐 6월 말 조정·공시 등의 과정을 거쳤으며 7월에 재산세 고지서를 수령하는 등 최초 공시가격 공개 이후 납세자 또는 주택매도·매수자가 주택의 공시가격을 확인하기까지 정보 확산 시차가 존재하는 것을 고려할 필요가 있다. 따라서 분석 기간을 다양하게 변경하여 3, 5, 6, 7, 8, 9월 말에 공시가격 상승 충격에 노출된 것으로 가정하고 매월 말을 기준으로 ± 3 개월을 분석 대상 기간으로 설정하여 추가 분석을 시행하였다. 이상에서 진행한 실증분석 결과를 공시가격 공개로 인한 인과관계로 해석하기 위해서는 공시가격 공개와 무관한 시점(예: 7월, 8월, 9월 등)을 기준으로 분석한 결과에서는 관심변수의 계수 값이 통계적으로 유의한 값이 도출되지 않아야 한다.

〈표 V-16〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 분석 결과 종합)

$\beta \times 100$	종속변수: $\log(\text{주택실거래가})$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격확인 이후시점	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
① 4~6월	-.0000 (.0048)	.0562*** (.0117)	.0505* (.0293)	.0687* (.0395)	.0939 (.0699)
② 5~7월	-.0009 (.0048)	.0168 (.0127)	.0519* (.0265)	.0905** (.0374)	.1301** (.0598)
③ 6~8월	-.0091** (.0046)	.0110 (.0110)	.0413* (.0242)	.0582 (.0391)	.0373 (.0551)
④ 7~9월	-.0087* (.0045)	-.0007 (.0109)	-.0116 (.0166)	-.0230 (.0344)	-.0911 (.0657)
⑤ 8~10월	.0041 (.0066)	-.0066 (.0121)	-.0159 (.0247)	-.0612 (.0427)	.0562 (.0831)
⑥ 9~11월	.0096 (.0061)	-.0041 (.0131)	-.0475 (.0367)	-.0723 (.0462)	.1701 (.1191)
⑦ 10~12월	.0072 (.0088)	-.0331 (.0267)	-.0532 (.0325)	.0102 (.0688)	-.0008 (.1523)
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0

주: 1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.01$

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-16〉는 플라시보 테스트 결과인 〈부표-1〉~〈부표-7〉의 분석 결과를 종합하여 보여준다. 예를 들어 〈부표-3〉의 결과는 공시가격이 5월 말에 공개된 것으로 가정하여 (3~5월)의 표본을 (6~8월) 표본과 비교분석한 결과이다. 〈표 V-16〉의 결과에 의하면 당해 연도 공시가격이 3월 말, 4월 말에 공개된 것으로 가정한 ① 4~6월 ② 5~7월의 경우 다수의 가격대에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 추정되었다. 보다 구체적으로 1월 기준 실거래가 3억~6억원 주택의 경우 ① 4~6월(3월 말 공개) 표본에서 통계적으로 유의한 양(+)

의 값이 추정되었고, 6억~9억원 주택은 ① 4~6월(3월 말 공개), ② 5~7월(4월 말 공개), ③ 6~8월(5월 말 공개) 표본, 9억~12억원 주택은 ① 4~6월(3월 말 공개), ② 5~7월(4월 말 공개) 표본, 12억원 이상 고가주택은 ② 5~7월(4월 말 공개) 표본에서 각각 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 추정되었다. 반면 3억원 이하 저가주택의 경우에는 ③ 6~8월(5월 말 공개), ④ 7~9월(6월 말 공개) 표본에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 추정되어 공시가격 변화로 인한 두 효과 중에 보유세 부담 효과와 기준가격 효과의 상대적인 크기가 가격대별로 다르게 나타날 가능성이 있음을 시사한다.

이상의 분석 결과를 요약하자면 다수의 주택가격 대에서 공시가격 변동으로 인한 두 가지 효과(① 보유세 부담 효과 ② 기준가격 효과) 중에서 ② 기준가격 효과가 더 큰 것으로 나타났으며, 10%p 공시가격 추가 인상이 해당 주택 가격을 1~1.4% 정도 인상시키는 것으로 추정되었다. 또한 ② 기준가격 효과로 인한 영향은 저가주택보다 고가주택에서 그 영향이 더 크게¹⁹⁾ 나타났다.

이러한 실증분석의 결과를 실제 발생 가능한 예시를 들어 설명하면 다음과 같다. 현 시점 실거래가, 직전 연도 실거래가 상승률 및 직전 연도 공시가격이 모두 동일한 대단지 아파트 단지 A와 소규모 아파트 단지 B를 가정해 보자. A, B 모두 2020년 실거래가는 10억원에서 2021년 15억원 동일하게 상승하여 현 시점 실거래가는 15억원이다. 또한 두 주택은 2020년 공시가격이 7억원으로 동일하였다. 하지만 모든 조건이 동일하더라도 거래량에 있어서 차이가 발생하는 경우 공시가격 상승률에 차이가 발생할 수 있다.²⁰⁾ 대규모 단지인 A아파트의 거래량이 B단지보다 많을 가능성이 높으며, 이러한 경우 50% 상승한 실거래가의 공시가격 반영률이 A단지가 B단지보다 더 클 수 있다. 이에 따라 2021년 공시가격은 직전 연도 공시가격과 실거래가가 두 단지 모두 동일함에도 불구하고 A단지는 예를 들어 12억원, B단지는 11억원과 같이 차이가 발생할 수 있다. 또한 본 연구의 실증분석 결과에 의하면

19) ② 5~7월(4월 말 공개) 표본 기준: .0519**(6억~9억원), .0905**(9억~12억원), .1301**(12억원 이상)

20) 예를 들어 선행연구(정수연, 2019)에 의하면 거래량이 많은 지역의 경우 공시가격의 실거래가 반영률이 더 높은 것으로 나타난다.

이와 같은 공시가격에 차이가 발생하는 경우 공시가격 공개 시점 이후 기준 가격 효과에 의해 A단지의 실거래가격은 15억원에서 상승(15억원 + ϵ)하고, B단지는 15억원에서 하락(15억원 - ϵ)하는 결과가 나타날 수 있으며, 본 연구의 실증분석 결과에 의하면 그 차이는 1,900만원 정도로 추정되었다.

제1절의 실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

공시가격변동이 주택 실거래가에 미친 영향 분석 요약

- 다수의 주택가격 구간대에서 공시가격 변동으로 인한 두 가지 효과 ① 보유세 부담 효과 ② 기준가격 효과 중에서 ② 기준가격 효과가 본 연구가 분석대상 기간으로 선택한 단기적으로는 더 큰 것으로 나타났으며, 10%p 공시가격 인상이 주택가격을 1~1.4% 정도 인상시키는 것으로 나타남
- 또한 ② 기준가격 효과로 인한 영향은 저가주택보다 고가주택에서 그 영향이 더 크게 추정됨 - ② 5~7월(4월 말 공개) 표본 기준: .0519**(6억~9억원), .0905**(9억~12억원), .1301**(12억원 이상)
- 즉 공시가격 공개 이후 실거래가가 새롭게 공개된 공시가격의 정보를 활용하여 공시가격의 서열에 맞춰 재정비되는 효과가 있는 것으로 나타남

2. 공시가격 현실화가 전세가격에 미친 영향: 보유세 부담의 전가

공시가격 현실화를 제고에 의해 공시가격이 상승하고 이로 인해 재산세, 종합부동산세 등 세부담이 증가하는 경우 해당 주택을 소유하고 있는 임대인은 세부담의 일부를 임차인에게 전가하는 현상이 나타날 수 있다. 제2절에서는 이와 같은 보유세 부담의 전가(tax incidence)가 실제로 발생하였는지에 대한 실증분석을 진행한다.

가. 보유세 부담 현황

〈표 V-17〉 종합부동산세 지역별 현황(주택분)

(단위: 백만원, %)

지역	2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년
서울	197,156	236,647(20)	275,470(16)	619,364(125)	996,548(61)	2,374,157(138)
인천	4,598	7,082(54)	9,052(28)	18,523(105)	21,135(14)	94,851(349)

〈표 V-17〉의 계속

(단위: 백만원, %)

지역	2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년
경기	52,330	61,887(18)	73,011(18)	162,314(122)	234,103(44)	991,618(324)
강원	2,283	2,906(27)	3,488(20)	7,106(104)	10,261(44)	36,301(254)
대전	2,823	3,425(21)	3,906(14)	8,213(110)	15,010(83)	77,621(417)
충북	2,110	2,491(18)	2,726(9)	5,487(101)	7,884(44)	40,388(412)
충남	3,729	4,347(17)	5,078(17)	8,752(72)	12,273(40)	73,616(500)
세종	474	690(46)	1,023(48)	2,605(155)	4,357(67)	25,059(475)
광주	2,019	2,512(24)	3,157(26)	8,049(155)	13,329(66)	66,503(399)
전북	1,866	2,441(31)	2,696(10)	4,980(85)	6,606(33)	38,503(483)
전남	1,488	2,185(47)	2,117(-3)	4,760(125)	6,598(39)	36,097(447)
대구	7,285	8,324(14)	10,582(27)	22,379(111)	28,876(29)	128,226(344)
경북	5,894	5,432(-8)	5,822(7)	9,244(59)	11,743(27)	51,388(338)
부산	12,510	16,159(29)	19,670(22)	28,516(45)	38,226(34)	210,942(452)
울산	4,042	4,788(18)	4,633(-3)	7,116(54)	5,705(-20)	32,753(474)
경남	16,987	22,485(32)	15,390(-32)	23,602(53)	35,595(51)	92,532(160)
제주	3,241	4,031(24)	5,369(33)	11,341(111)	10,792(-5)	37,978(252)
총계	320,835	387,832(21)	443,190(14)	952,351(115)	1,459,041(53)	4,408,533(202)

주: () 안의 값은 전년 대비 증감을
 자료: 국세청, 국세통계포털, 「주택분 종합부동산세 현황」(2016~2021년)

〈표 V-18〉 재산세 지역별 현황(주택분)

(단위: 백만원, %)

지역	2016년	2017년	2018년	2019년	2020년
서울	1,397,667	1,550,300(11)	1,747,686(13)	2,030,812(16)	2,455,466(21)
인천	178,306	191,457(7)	211,542(10)	227,830(8)	241,570(6)
경기	925,028	1,004,228(9)	1,128,157(12)	1,279,816(13)	1,433,159(12)
강원	46,988	50,756(8)	56,525(11)	62,111(10)	66,623(7)
대전	88,021	92,278(5)	97,050(5)	103,291(6)	112,373(9)
충북	56,628	60,486(7)	65,968(9)	69,549(5)	72,210(4)
충남	76,901	83,547(9)	93,789(12)	96,192(3)	100,226(4)
세종	17,399	24,243(39)	31,854(31)	38,581(21)	44,034(14)
광주	64,914	70,942(9)	77,913(10)	87,462(12)	97,725(12)
전북	56,793	60,606(7)	66,561(10)	71,241(7)	75,678(6)
전남	41,347	46,611(13)	50,275(8)	55,145(10)	59,402(8)
대구	143,113	157,696(10)	175,404(11)	194,217(11)	212,264(9)

〈표 V-18〉의 계속

(단위: 백만원, %)

지역	2016년	2017년	2018년	2019년	2020년
경북	84,060	91,074(8)	100,629(10)	105,669(5)	106,889(1)
부산	206,116	225,307(9)	252,481(12)	268,504(6)	293,295(9)
울산	69,164	74,373(8)	80,627(8)	83,522(4)	87,039(4)
경남	142,708	157,198(10)	170,176(8)	174,914(3)	183,361(5)
제주	23,191	28,846(24)	35,612(23)	40,912(15)	43,879(7)
총계	3,618,343	3,969,946(10)	4,442,248(12)	4,989,767(12)	5,685,191(14)

주: () 안의 값은 전년 대비 증감율

자료: 행정안전부, 지방세통계, 「재산세 과세물건별 징수 현황」(2016~2020년)

〈표 V-19〉 주택 보유세 지역별 현황

(단위: 백만원, %)

지역	2016년	2017년	2018년	2019년	2020년
서울	1,594,823	1,786,947(12)	2,023,156(13)	2,650,176(31)	3,452,014(30)
인천	182,904	198,539(9)	220,594(11)	246,353(12)	262,705(7)
경기	977,358	1,066,115(9)	1,201,168(13)	1,442,130(20)	1,667,262(16)
강원	49,271	53,662(9)	60,013(12)	69,217(15)	76,884(11)
대전	90,844	95,703(5)	100,956(5)	111,504(10)	127,383(14)
충북	58,738	62,977(7)	68,694(9)	75,036(9)	80,094(7)
충남	80,630	87,894(9)	98,867(12)	104,944(6)	112,499(7)
세종	17,873	24,933(40)	32,877(32)	41,186(25)	48,391(17)
광주	66,933	73,454(10)	81,070(10)	95,511(18)	111,054(16)
전북	58,659	63,047(7)	69,257(10)	76,221(10)	82,284(8)
전남	42,835	48,796(14)	52,392(7)	59,905(14)	66,000(10)
대구	150,398	166,020(10)	185,986(12)	216,596(16)	241,140(11)
경북	89,954	96,506(7)	106,451(10)	114,913(8)	118,632(3)
부산	218,626	241,466(10)	272,151(13)	297,020(9)	331,521(12)
울산	73,206	79,161(8)	85,260(8)	90,638(6)	92,744(2)
경남	159,695	179,683(13)	185,566(3)	198,516(7)	218,956(10)
제주	26,432	32,877(24)	40,981(25)	52,253(28)	54,671(5)
총계	3,939,178	4,357,778(11)	4,885,438(12)	5,942,118(22)	7,144,232(20)

주: () 안의 값은 전년 대비 증감율

자료: 〈표 V-17〉, 〈표 V-18〉을 바탕으로 저자 작성

〈표 V-17〉은 2016~2021년 종합부동산세(주택분), 〈표 V-18〉은 2016~2020년 재산세(주택분)의 지역별-연도별 현황, 〈표 V-19〉는 이 둘을 합산한 전체 주택 보유세(종합부동산세, 재산세 합산)의 현황을 보여준다. 종합부동산세(주택분)의 경우 2019년 약 9,524억원(전년 대비 115% 증가), 2020년 약 1조 4,590억원(전년 대비 53% 증가), 2021년 약 4조 4,085억원(전년 대비 202% 증가)으로 2019년 이후 가파르게 상승한 것을 확인할 수 있다. 재산세(주택분)의 경우는 2019년 약 4조 9,898억원, 2020년 약 5조 6,852억원으로 각각 전년 대비 12%, 14% 증가하였다. 종부세와 재산세를 합산한 주택 보유세는 전년 대비 2019년 22%, 2020년 20% 증가하였으며 광역시·도별로는 주택분 보유세 부담의 경우 서울지역이 전년 대비 2019년 31%, 2020년 30% 증가하여 전국에서 가장 크게 증가한 것으로 나타났다.

나. 실증분석

1) 데이터

공시가격 현실화로 인한 공시가격 변화가 세부담에 영향을 미치고 이로 인한 세부담의 전가를 분석하기 위해서는 나머지 임대가격에 미치는 요인들은 통제 및 제거하여 분석을 진행해야 한다. 따라서 공시가격 이외에 전월세 임대가격에 영향을 미치는 정부의 부동산 관련 정책의 변화나 기타 요인들은 통제하거나 통제가 불가능한 경우 이는 분석에서 제외하는 것이 바람직하다. 우선 지난 2020년 7월 전월세상한제, 계약갱신청구권을 주요한 내용으로 포함하고 있는 「주택임대차보호법」이 개정되었다. 따라서 2019~2020년 표본을 사용하고 공시가격 변동으로 인한 보유세 부담 변화가 임대가격에 미친 영향을 분석하는 데 큰 제약으로 작용하게 된다. 또한 2021년 6월부터 「임대차보호법」에 의한 계약갱신청구권 사용 여부 및 계약(신규, 갱신) 형태에 대한 추가 정보가 서울지역에 한정하여 제공되고 있다. 따라서 2020~2021년 표본을 활용하더라도 계약갱신청구권 사용 여부 및 계약(신규, 갱신) 행태를 통제하여 분석을 진행할 수 없는 문제가 발생한다. 2022년의 경

우는 보유세 부담 증가에 대한 대책으로 재산세 공정시장가액비율이 60%에서 45%로 하향 조정되었으며 종합부동산세 공정시장가액비율도 100%에서 60%로 대폭 낮아졌다. 따라서 최종적으로 2022년은 2021년 대비 보유세 부담 감소가 발생할 것으로 예상되어, 2021~2022년 표본을 사용하여 공시가격 변동으로 인한 보유세 부담의 임대가격 전가에 미친 영향 분석에 또 다른 제약 사항으로 작용한다. 이러한 각 연도별 특수성으로 인해 본 연구에서는 2018~2019년 표본을 이용하고 보유세 부담이 가장 크게 증가한 서울지역에 한정하여 분석을 진행하고자 한다.

분석에 활용한 패널데이터 생성에 대하여 우선 설명하고자 한다. 2019년 1~12월 서울지역의 공동주택(아파트) 전세 및 매매 실거래가 데이터를 활용하였으며 2018년, 2019년 공동주택 공시가격을 이용하여 2019년 개별주택의 공시가격 상승률을 계산하였다. 이후 2019년 전세 실거래 데이터에 개별 주택(호)별로 2019년 공시가격과 전년 대비 공시가격 상승률 정보를 연결하였다. 이 과정에서 전세 실거래가 데이터의 주소정보, 전용면적, 층 정도를 이용하여 동일한 주소, 전용면적, 층의 평균 공시가격을 계산하여 연결하였다. 또한 개별주택 ID 단위(동일단지, 동일 전용면적, 동일 타입, 유사한 층)로 해당 주택의 월 단위 전세 가격과 거래량, 매매 가격과 거래량 정보를 생성하여 ID 단위-월 단위로 전세가격-매매가격-공시가격-공시가격 상승률 연결 표본을 생성하였다. 월세 및 반전세 매물을 분석에 함께 고려할 수 있으나 분석 대상 기간 아파트 전월세 거래의 70% 가량이 전세거래이며 월세 및 반전세를 일괄적인 전월세 전환율을 적용하여 분석하는 과정에서 오류가 발생 가능하여 분석에서 제외하였다. 전월세 전환율은 지역별-시기별-보증금 규모별로 상이하게 설정하는 것이 타당하지만, 이를 모두 고려한 적절한 전환율 계산에는 추가적인 분석이 필요하고 분석의 오차가 개입되게 된다.

$$\log(rent)_{ijt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격확인}D \times \text{공시가격상승률}_i + \gamma_{jt} \text{시군구}_j \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-5)}$$

$$\log(\text{rent})_{ikjt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격 확인 } D \times \text{공시가격 상승률}_i + \gamma_{jt} \text{시군구}_j \times \text{월별}_t + \delta_{kt} \text{가격대별}_k \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-6)}$$

$$\log(\text{rent})_{ijt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격 확인 } D \times \text{공시가격 상승률}_i + \gamma_{jt} \text{읍면동}_j \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-7)}$$

$$\log(\text{rent})_{ikjt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격 확인 } D \times \text{공시가격 상승률}_i + \gamma_{jt} \text{읍면동}_j \times \text{월별}_t + \delta_{kt} \text{가격대별}_k \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-8)}$$

$$\log(\text{rent})_{ikjt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격 확인 } D \times \text{공시가격 상승률}_i + \theta \text{매매실거래가}_i + \gamma_{jt} \text{시군구}_j \times \text{월별}_t + \delta_{kt} \text{가격대별}_k \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-9)}$$

$$\log(\text{rent})_{ikjt} = \alpha_i + \beta \text{공시가격 확인 } D \times \text{공시가격 상승률}_i + \theta \text{매매실거래가}_i + \gamma_{jt} \text{읍면동}_j \times \text{월별}_t + \delta_{kt} \text{가격대별}_k \times \text{월별}_t + \epsilon_{ijt} \quad \text{식 (V-10)}$$

식 (V-5)~(V-10)은 분석에 활용한 고정효과모형을 보여준다. 종속변수는 개별주택의 전세가격에 로그를 취한 값이며 시간(t) 단위는 월(month)이다. 통제변수로 모형에 따라서 다양한 고정효과(시·군·구×월 고정효과, 읍·면·동×월 고정효과, 주택 공시가격 가격대(1억원 단위)×월 고정효과, ID 단위 고정효과)를 고려하였으며, 관심변수는 공시가격 정보 공개 이후 시점(5~8월)×전년 대비 공시가격 상승률이다.

‘ $\log(\text{rent})_{ijt}$ ’는 j 시·군·구 or 읍·면·동에 위치한 i 주택의 t 시점(월별) 실거래 전세가격의 자연로그값, ‘ $\log(\text{rent})_{ikjt}$ ’는 j 시·군·구 or 읍·면·동에 위치한 i 주택의 t 시점(월별), 1억원 단위 공시가격 가격대(k), 실거래가격의 자연 로그값을 의미한다. ‘ α_i ’는 i 주택의 개별고정효과(individual fixed effect), ‘공시가격 확인 D ’ 공시가격 확인 이후 1의 값을 갖는 더미변수(예시: 5~8월 = 1, 1~4월 = 0)이다. ‘공시가격 상승률’은 i 주택의 전년 대비 공시가격 상승률(%), ‘매매실거래가’는 ID 단위 동일한 i 주택의 동일 시점(월 단위) 매매가격을 의미한다. 매매가격이 변동하는 경우 전세가격 변동 중에 매매

가격 변동에 의한 부분이 있으므로 이를 통제하는 역할을 한다. 다음으로 모형에서 사용한 고정효과 ‘시·군·구_j×월별_t’는 *i* 주택이 위치한 *j* 시·군·구 *t* 시점(월별)의 고정효과, ‘읍·면·동_j×월별_t’는 *i* 주택이 위치한 *j* 읍·면·동 *t* 시점(월별)의 고정효과, ‘가격대_k×월별_t’는 *i* 주택이 속하는 1억원 단위 공시가격대별 *t*시점(월별)의 고정효과를 의미한다.

2) 실증분석 결과

〈표 V-20〉은 5~7월을 공시가격 공개 이후 시점, 2~4월을 공시가격 공개 이전 시점으로 구분하여 실증분석을 수행한 결과를 보여준다.

〈표 V-20〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향(2~4월) ~ (5~7월)

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격	.1021**	.0963**	.1221***	.1223**
증가율(%)	(.0350)	(.0387)	(.0464)	(.0493)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월		0		0
Obs.	149,379	149,379	149,379	149,379
adj. R-sq	.9623	.9632	.9672	.9683
$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격	.0830	.0817	.0529	.0542
증가율(%)	(.1082)	(.0182)	(.1632)	(.1652)
매매		.0448		-.0185
실거래가		(.0500)		(.0583)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월	0	0	0	0
실거래가매칭표본	0	0	0	0

〈표 V-20〉의 계속

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
Obs.	46,640	46,640	46,640	46,640
adj. R-sq	.9852	.9852	.9882	.9882

주: 1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.01$

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 V-20〉의 (1)~(4)열의 결과는 각각 식 (V-5)~(V-8)의 추정결과, (5), (6)열은 식 (V-9)의 결과, (7), (8)열의 식 (V-10)의 결과를 각각 보여준다. i 주택의 월 단위 전세가격과 해당 주택의 매매가격을 연결하는 과정에서 상당 부분 표본 손실이 발생하게 된다. 〈표 V-20〉의 경우에는 전세가격-매매가격을 연결하는 과정에서 표본 수가 14만 9,379에서 4만 6,640으로 줄어 약 70%의 표본 손실이 발생한 것을 확인할 수 있다. 따라서 매매가격을 추가로 통제하는 과정에서 매매가가 존재하는 표본의 특성, 즉 표본선택 편의(sample selection bias)가 발생할 수 있음에 유의해야 한다. 반면에 매매가격이 전세가격을 설명하는 유의미한 변수인 경우 이를 모형에서 누락시키는 경우 누락 변수로 인한 편의(omitted variable bias)가 발생한다. 따라서 주요 관심변수의 추정 값의 변화를 살펴봄으로써 표본 선택 편의와 누락변수로 인한 편의 중에 어떤 효과가 더 유의미한지 살펴보고 둘 중에 더 나은 모형을 선택할 필요가 있다.

(1)열~(5)열, (3)열~(7)열의 비교를 통해 표본선택 편의(sample selection bias)의 존재 여부를 확인하고, (5)열~(6)열, (7)열~(8)열의 비교를 통해 매매가격변수 추가 통제의 효과를 확인하고자 한다. (5), (7)열의 결과는 전세가격에 연결된 매매가격이 존재하는 표본을 매매가격을 통제하지 않고 (1), (4)열과 동일한 모형을 이용하여 추정한 결과이다.

우선 (1)~(4)열의 결과를 해석하면 동일한 지역(시·군·구(1), (2)열)/읍·면·동(3), (4)열), 동일한 가격대(공시가격 1억원 단위) 주택과 비교하여

공시가격이 10%p 더 높게 상승하는 경우 전세가격은 1~1.3%²¹⁾ 정도 상승하는 것으로 추정되었다. (5)~(8)열은 전세가격에 매매가격을 연결시켜 분석한 결과이다.

(5)과 (6)열을 비교하고, (7)열과 (8)열의 추정 결과를 비교하면 매매실거래가의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않고 주요 관심변수인 공시가격 증가율(%)의 계수 값도 매매실거래가 통제 여부에 따라 크게 달라지지 않은 것을 확인할 수 있다. 따라서 매매실거래가를 추가적으로 통제하는 것은 추가적인 분석의 실익이 없으며 매매실거래가 연결 과정에서 70%가량의 표본 손실에 의한 표본편의(sample bias)를 야기할 가능성이 존재한다. (1)열~(5)열, (3)열~(7)열의 결과를 비교하면 추정된 계수 값의 크기와 통계적 유의성이 달라지며, 이는 매매실거래가 연결과정에서의 표본선택 편향(sample selection bias)가 발생한 것으로 해석 가능하다. 가격대별(공시가격 1억원 단위) - 월별 고정효과를 추가적으로 고려함으로 인해 매매실거래가의 추가적인 설명력이 통계적으로 유의하지 않게 나온 것으로 보인다. 따라서 이상과 같은 모형 간 비교를 통해(매매가격을 연결하는 과정에서 표본선택 편향은 상대적으로 크게 나타나며 매매가격 추가통제의 효과는 크지 않음) 본 연구에서는 (4)열의 결과를 실증분석의 주요 결과로 사용하고자 한다.

(4)열의 결과에 의하면 동일한 지역(읍·면·동), 동일한 가격대(공시가격 1억원 단위) 주택과 비교하여 공시가격이 10%p 더 높게 상승하는 경우 전세가격은 1.3%²²⁾ 정도 상승하는 것으로 추정되었다.

3) 플라시보(placebo) 테스트(강건성 검증)

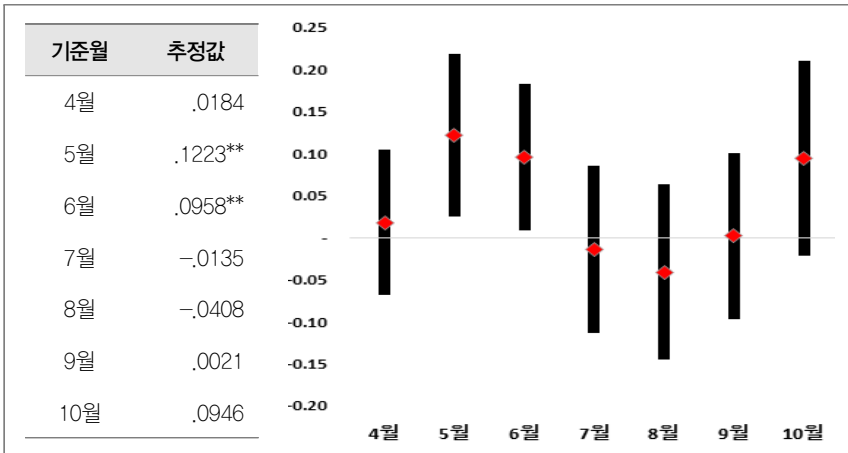
공시가격 공개가 주택매매가격에 미친 영향 분석과 마찬가지로 제2절(공시가격 현실화가 전세가격에 미친 영향)에서도 이에 대한 강건성 검증으로 플라시보(placebo) 테스트를 수행하였다. <부표 8>~<부표 13>은 분석 대상 기간을 달리하며 플라시보(Placebo) 테스트를 수행한 결과를 보여준다. 예를

21) $(\exp(\beta \times 100) - 1) \times 10$

22) $(\exp(\beta \times 100) - 1) \times 10 = 1.3$

들어 <부표 8>은 5월 말에 공시가격이 공개된 것으로 가정하여 공개 시점 ±3개월(3~5월: 공시가격 공개 이전 시점/6~8월: 공시가격 공개 이후 시점)을 분석한 결과이다.

[그림 V-2] 플라시보(Placebo) 테스트 월별 추정 값과 95% 신뢰구간



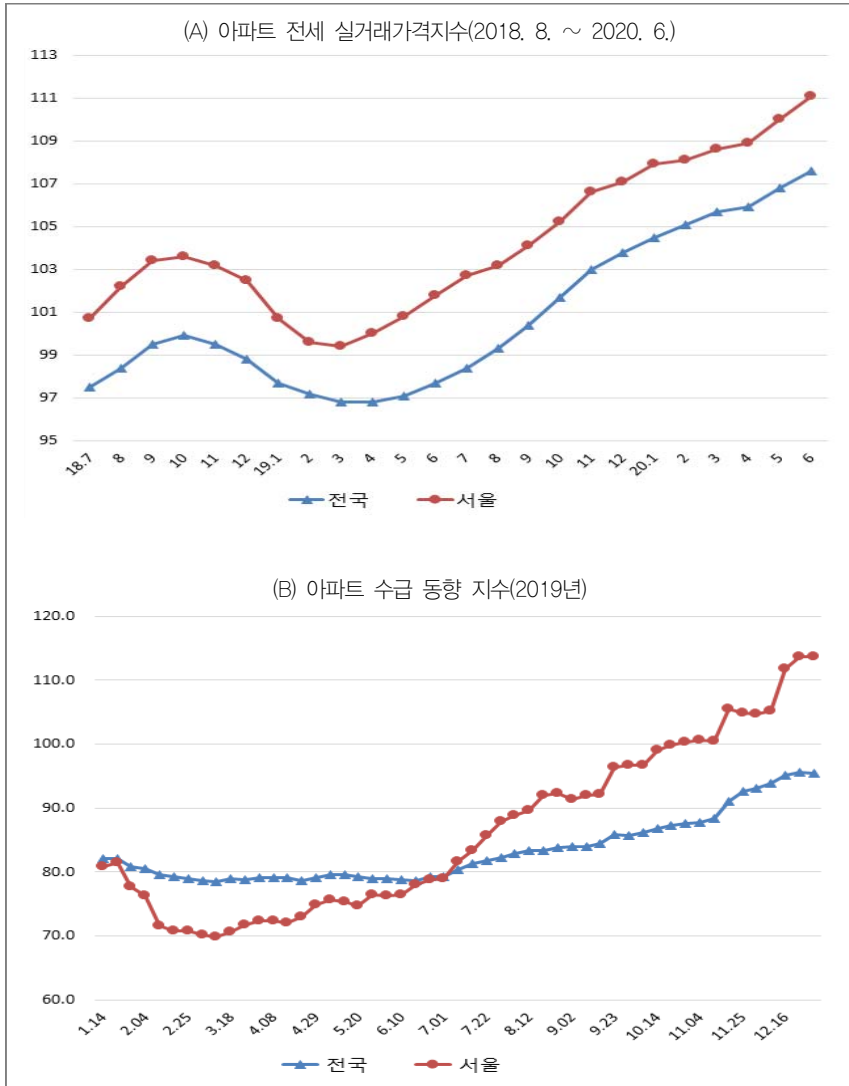
- 주: 1. 기준월 4월은 3월 말에 공시가격이 공개되어 1~3월을 공개 이전 시점, 4~6월을 공개 이후 시점으로 가정하고 분석한 결과를 의미함
 2. 막대그래프는 95% 신뢰구간, "◆"은 추정치를 의미함
 3. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

자료: 저자 작성

[그림 V-2]는 각 플라시보 테스트 중 가장 선호하는 모형인 (4)열의 추정 결과를 모아서 정리한 것을 보여준다. 예를 들어 기준월 4월은 3월 말에 공시가격이 공개되어 1~3월을 공개 이전 시점, 4~6월을 공개 이후 시점으로 가정하고 분석한 결과를 의미한다. 공시가격 공개와 관련하여 2019년의 상황을 설명하면, 3월 15일 공동주택 공시가격 공시(안)이 최초로 발표되었으며, 4월 30일 공동주택 공시가격을 결정·공시하였다. 이후 한 달간 이의신청 접수를 받고, 재조사·검토 과정을 거쳐 6월 말 최종적으로 공시가격을 조정·공시하였다. 플라시보 테스트 결과에 의하면 4월 말과 5월 말을 공시가격 공개 시점으로 설정한 모형에서만 통계적으로 유의한 결과가 도출되어 분석 결과가 실제 공시가격정보 공개 시점과 일치하는 것으로 나타났다. 공

개된 정보가 확산되는 데 필요한 시차를 고려할 때, 4월과 5월 말을 공개시
 점으로 가정한 경우에만 통계적으로 유의한 차이가 발견된 것은 주목할 만
 한 결과이다.

[그림 V-3] 전세가격 및 거래 동향



자료: 한국부동산원 「아파트 전세 실거래가격지수」, 2018~2020; 「아파트 수급 동향 지수」, 2020.

[그림 V-3]은 분석 대상 기간 중 전국 및 서울지역의 전세 실거래가지수와 수급 동향지수를 보여준다. 2019년 4월은 분석 대상 기간 중 실거래가지수가 가장 낮은 시점이었으며, 수급 동향도 저점에 가까운 상황이었다. 따라서 전세 임대 시장에서 매수자가 우위에 있는 상황으로 판단할 수 있다. 세 부담 전가의 정도는 수요자(임차인)-공급자(임대인) 간의 협상력(bargaining power)에 의해 달라질 수 있으며, 이 당시 상황은 임차인 우위의 상황으로 세부담의 전가가 상대적으로 발생하기 어려운 조건인 것으로 판단할 수 있다. 이와 같은 시장 상황에 따라 세부담의 임대료 전가의 정도는 달라질 수 있어 다양한 시점-지역을 대상으로 보다 추가적인 분석이 필요하다.

공급-수요 탄력성 측면에서 세부담의 공급자-수요자 간의 귀착(tax incidence)은 수요자와 공급자의 상대적인 탄력성²³⁾에 의해서 결정된다.

$$\text{- 수요자 부담} = \frac{\epsilon_s}{\epsilon_s + \epsilon_d}$$

$$\text{- 공급자 부담} = \frac{\epsilon_d}{\epsilon_s + \epsilon_d}$$

전세 매물 공급의 경우 단기에 비탄력적이므로 보유세 부담이 상대적으로 공급자에게 귀착될 가능성이 높다. 하지만 방학 중 학군 수요 등 수요가 상대적으로 비탄력적인 지역-시점에서는 보유세 부담이 수요자에게 상대적으로 더 크게 전가될 가능성이 있다. 따라서 세부담 전가의 정도는 지역 임대시장의 특성에 달라지며 동일한 지역이라 하더라도 시기별로 달라질 수 있다.

제2절의 실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

공시가격인상으로 인한 보유세 증가가 전세가격에 미친 영향 분석 요약

- 동일한 지역(읍·면·동), 동일한 가격대(공시가격 1억원 단위) 주택과 비교하여 공시가격이 10%p 상승하는 경우 전세가격은 1~1.3% 정도 상승하는 것으로 추정됨

23) ϵ_s : 공급의 가격탄력성, ϵ_d : 수요의 가격탄력성

- 하지만 분석 대상 기간(2019년)은 매수자(임차인) 우위의 시장 상황으로 세부담의 전가가 상대적으로 발생하기 어려운 조건인 것으로 판단
 - 시장 상황에 따라 세부담의 임대료 전가의 정도는 달라질 수 있어 다양한 시점-지역을 대상으로 보다 추가적인 분석이 필요함
- 수요자와 공급자의 상대적인 탄력성에 따라 보유세 부담의 귀착(tax incidence)의 정도가 달라짐
 - 지역-시점(예: 방학 중 학군수요)에 따라 세부담 전가의 정도가 달라질 수 있음

3. 보유세 부담이 소유주택 수에 미친 영향

제3절에서는 통계청의 「주택소유통계」 미시데이터를 활용하여 보유세 부담 증가가 주택 소유자의 행태에 미친 영향을 보유 주택 수, 다주택자 비율을 중심으로 분석하고자 한다.

가. 주택소유 현황(통계청, 「주택소유통계」, 2020)

〈표 V-21〉과 같이 통계청의 2020년 「주택소유통계」에 의하면 거주지역 별 1인당 평균 소유주택 수는 제주 거주자가 1.15호로 가장 많고, 대구 거주자는 1.05호로 가장 적게 나타났다. 전국 평균(1.09호)보다 높은 지역은 부산(1.13호), 강원(1.12호), 충북(1.10호), 충남(1.12호), 전북(1.11호), 전남(1.10호), 제주(1.15호)로 나타났으며 서울, 세종 등 대부분 지역에서 전년에 비해 1인당 평균 소유주택 수가 감소한 것으로 나타났다.

〈표 V-21〉 거주지역별 1인당 평균 소유주택 수 현황

(단위: 천명, 천호, 호)

거주 지역	2019년			2020년			1인당 소유주택 수 (증감)
	주택 소유자 수 (A)	개인소유 주택 수 (B)	1인당 소유주택 수 (B/A)	주택 소유자 수 (A)	개인소유 주택 수 (B)	1인당 소유주택 수 (B/A)	
전국	14,336	15,689	1.09	14,697	15,968	1.09	-0.01
서울	2,483	2,704	1.09	2,536	2,717	1.07	-0.02
부산	987	1,119	1.13	1,002	1,134	1.13	0.00
대구	691	732	1.06	698	735	1.05	-0.01

〈표 V-21〉의 계속

(단위: 천명, 천호, 호)

거주 지역	2019년			2020년			1인당 소유주택 수 (증감)
	주택 소유자 수 (A)	개인소유 주택 수 (B)	1인당 소유주택 수 (B/A)	주택 소유자 수 (A)	개인소유 주택 수 (B)	1인당 소유주택 수 (B/A)	
인천	791	864	1.09	803	876	1.09	0.00
광주	414	453	1.09	419	456	1.09	-0.01
대전	404	439	1.09	411	445	1.08	0.00
울산	352	378	1.08	359	383	1.07	-0.01
세종	88	96	1.10	93	101	1.08	-0.02
경기	3,454	3,738	1.08	3,587	3,851	1.07	-0.01
강원	441	496	1.13	460	515	1.12	-0.01
충북	469	519	1.11	483	531	1.10	-0.01
충남	620	697	1.12	635	709	1.12	-0.01
전북	537	601	1.12	548	610	1.11	-0.01
전남	558	615	1.10	574	631	1.10	0.00
경북	832	911	1.09	848	925	1.09	0.00
경남	1,033	1,117	1.08	1,055	1,136	1.08	0.00
제주	180	209	1.16	185	212	1.15	-0.01

자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2021. 11. 16., p. 15

〈표 V-22〉, [그림 V-4]의 거주지역 및 소유물건수별 주택 소유자 현황에 의하면 주택 1건 소유자 비율은 84.2%로 전년 대비 0.1%p 증가, 2건 이상 소유자는 2,320천명(15.8%)으로 전년 대비 0.1%p 감소한 것으로 나타났다. 거주지역별로 2건 이상 주택 소유자 비중이 높은 지역은 제주(20.6%), 세종(19.8%), 충남(18.8%) 순이며, 낮은 지역은 인천(14.5%), 광주(14.7%), 대구(14.8%) 순으로 나타났다.

〈표 V-22〉 거주지역 및 소유물건 수별 주택 소유자 현황

(단위: 천명, %)

연도	거주 지역	합계	1건		2건 이상		2건		3건		4건		5건 이상	
			비율	비율	비율	비율	비율	비율	비율	비율	비율			
2019	전국	14,336	12,052 (84.1)	2,284 (15.9)	1,797 (12.5)	293 (2.0)	76 (0.5)	118 (0.8)						
2020	전국	14,697	12,377 (84.2)	2,320 (15.8)	1,830 (12.5)	297 (2.0)	76 (0.5)	117 (0.8)						

〈표 V-22〉의 계속

(단위: 천명, %)

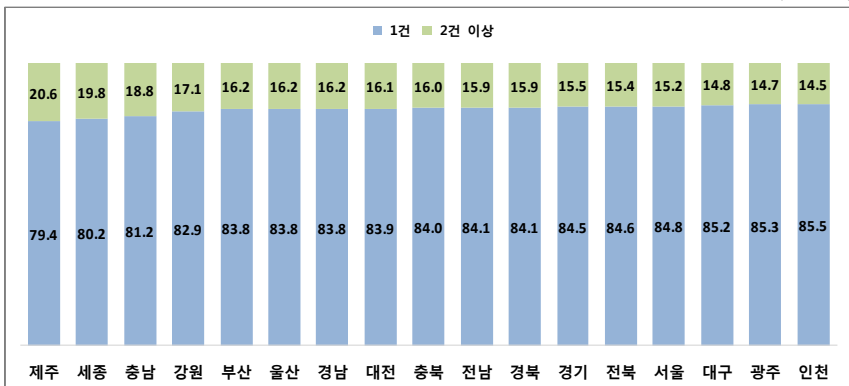
연도	거주 지역	합계	1건		2건 이상		2건		3건		4건		5건 이상	
			비율	비율	비율	비율	비율	비율	비율	비율				
2020	서울	2,536	2,150 (84.8)	386 (15.2)	287 (11.3)	47 (1.9)	14 (0.6)	37 (1.5)						
	부산	1,002	840 (83.8)	162 (16.2)	126 (12.5)	21 (2.1)	5 (0.5)	10 (1.0)						
	대구	698	595 (85.2)	103 (14.8)	84 (12.0)	13 (1.9)	3 (0.4)	3 (0.4)						
	인천	803	687 (85.5)	116 (14.5)	93 (11.6)	14 (1.8)	4 (0.5)	5 (0.6)						
	광주	419	358 (85.3)	62 (14.7)	49 (11.8)	8 (1.9)	2 (0.5)	2 (0.5)						
	대전	411	345 (83.9)	66 (16.1)	53 (12.8)	9 (2.1)	2 (0.6)	2 (0.6)						
	울산	359	301 (83.8)	58 (16.2)	48 (13.3)	7 (2.0)	2 (0.4)	2 (0.5)						
	세종	93	75 (80.2)	18 (19.8)	14 (15.4)	3 (2.9)	1 (0.7)	1 (0.7)						
	경기	3,587	3,033 (84.5)	554 (15.5)	441 (12.3)	68 (1.9)	17 (0.5)	28 (0.8)						
	강원	460	381 (82.9)	78 (17.1)	61 (13.4)	11 (2.3)	3 (0.6)	3 (0.8)						
	충북	483	406 (84.0)	77 (16.0)	62 (12.8)	10 (2.1)	3 (0.5)	3 (0.6)						
	충남	635	516 (81.2)	119 (18.8)	93 (14.6)	17 (2.7)	4 (0.7)	4 (0.7)						
	전북	548	464 (84.6)	84 (15.4)	67 (12.3)	11 (2.0)	3 (0.5)	3 (0.5)						
	전남	574	483 (84.1)	92 (15.9)	74 (12.8)	13 (2.2)	3 (0.5)	2 (0.4)						
	경북	848	713 (84.1)	135 (15.9)	110 (13.0)	17 (2.0)	4 (0.4)	4 (0.4)						
	경남	1,055	885 (83.8)	171 (16.2)	140 (13.2)	22 (2.1)	5 (0.4)	4 (0.4)						
	제주	185	147 (79.4)	38 (20.6)	28 (15.3)	6 (3.1)	2 (0.9)	3 (1.4)						

주: () 안은

자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2021. 11. 16., p. 16

〔그림 V-4〕 거주지역 및 소유물건 수별 구성비

(단위: %)



자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2021. 11. 16., p. 17

〈표 V-23〉은 주택 2건 이상 소유자·소유가구가 많은 상위 지역을 정리하여 보여준다.

〈표 V-23〉 주택 2건 이상 소유자·소유가구 비중 상위 지역(시·구 기준)

(단위 : 천명, %)

순위	거주지역	주택소유 개인	2건 이상 소유자		거주지역	주택소유 가구	2건 이상 소유가구	
			비율				비율	
	전국	14,696.6	2,319.6	(15.8)	전국	11,730.2	3,190.8	(27.2)
	시 합계	13,274.3	2,064.0	(15.5)	시구 합계	10,586.0	2,823.5	(26.7)
1	제주 서귀포시	50.4	10.6	(21.0)	제주 서귀포시	40.0	13.8	(34.4)
2	제주 제주시	134.7	27.5	(20.4)	서울 강남구	101.4	34.1	(33.6)
3	충남 당진시	49.3	10.0	(20.3)	제주 제주시	104.3	34.7	(33.3)
4	충남 보령시	31.5	6.2	(19.8)	서울 서초구	83.2	27.6	(33.2)
5	세종시	93.1	18.4	(19.8)	충남 공주시	26.5	8.7	(32.9)
6	서울 강남구	148.1	29.1	(19.7)	충남 당진시	40.2	12.8	(31.9)
7	경기 여주시	33.2	6.5	(19.6)	서울 종로구	30.9	9.8	(31.7)
8	부산 해운대구	125.6	24.2	(19.3)	전남 나주시	27.4	8.6	(31.5)
9	충남 공주시	33.0	6.3	(19.2)	경남 밀양시	28.8	9.1	(31.4)
10	부산 강서구	36.4	7.0	(19.2)	경기 여주시	27.1	8.5	(31.3)

자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2021. 11. 16., p. 17; p. 27

다음으로 〈표 V-24〉는 가구주 연령대별로 가구의 주택 소유율을 보여준다. 가구주 연령대별 주택 소유율은 70대(70.3%), 60대(68.0%), 50대(63.6%) 순으로 높게 나타났으며, 30세 미만(10.5%)은 가장 낮았다. 전년에 비해 2020년은 30세 미만($\Delta 0.1\text{p}$), 30대($\Delta 1.1\text{p}$), 60대($\Delta 0.2\text{p}$)에서 주택 소유율이 감소한 것으로 나타났다.

〈표 V-24〉 가구주 연령대별 가구의 주택 소유율

(단위: 천 가구, %, %p)

연령 구분	2019년			2020년			증감			
	일반 가구	주택 소유 가구	주택 소유율	일반 가구	주택 소유 가구	주택 소유율	일반 가구	주택 소유 가구	증감률 (%)	주택 소유율
합계	20,343	11,456	(56.3)	20,927	11,730	(56.1)	584	274	2.4	(-0.3)
30세 미만	1,591	169	(10.6)	1,773	187	(10.5)	183	18	10.5	(-0.1)
30~39세	3,124	1,290	(41.3)	3,123	1,255	(40.2)	-1	-36	-2.8	(-1.1)
40~49세	4,259	2,518	(59.1)	4,260	2,526	(59.3)	1	8	0.3	(0.2)
50~59세	4,800	3,046	(63.4)	4,810	3,057	(63.6)	9	12	0.4	(0.1)
60~69세	3,529	2,408	(68.2)	3,787	2,575	(68.0)	258	168	7.0	(-0.2)
70~79세	2,092	1,464	(70.0)	2,162	1,520	(70.3)	70	56	3.9	(0.4)
80세 이상	948	562	(59.3)	1,012	610	(60.3)	64	48	8.6	(1.0)

자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2021. 11. 16., p. 22

나. 데이터 및 실증분석

1) 데이터

제3절에서는 통계청의 「주택소유통계」 미시데이터(개인별)를 활용하여 실증분석을 진행한다. 「주택소유통계」는 개인별로 소유자 거주 지역(시·군·구 단위), 만 연령, 성별 등의 정보를 포함하고 있으며 소유주택 관련 정보는 소유주택의 위치(시·군·구 단위), 주택 유형, 주택 연식, 공시가격 등 정보를 포함하고 있다. 원 데이터는 개인별 고유 ID, 개별 주택별 고유 ID가 부여되어 있어 패널데이터 형태로 개인별-주택별로 추적하여 자료 분석이 가능하나, 통계데이터센터(dota.kostat.go.kr)에서 제공하는 형태는 연도별로 개인별 ID, 주택별 ID가 변동하여 패널데이터 형태로 분석이 불가능하다. 또한 주택을 소유한 개인에 대한 데이터만이 제공되어 지역별 무주택자 비율 등을 계산하기 위해서는 별도의 행정자료(행정안전부, 「주민등록통계」 등)를 추가적으로 활용해야 한다. 또한 유주택자에서 무주택자로 전환된 경우 표본에서 이탈되어 분석에서 제외되는 문제가 발생한다.

이러한 데이터상의 한계점으로 인하여 보유세 부담이 크게 증가한 2018~

2020년을 분석 대상 기간으로 설정하고 시·군·구별-연령 cohort별(2019년 기준 만 연령) 합산 및 평균 값을 변수로 생성하여 패널데이터 분석을 진행하고자 한다.

2) 「주택소유통계」 미시데이터(개인별)를 활용한 보유세 부담 계산

「주택소유통계」 미시데이터(개인별)를 활용하여 주택분 재산세 및 종부세 등 보유세 부담을 정확하게 계산할 수 있다. 미시데이터를 활용하여 재산세와 종부세를 계산한 과정을 설명하면 다음과 같다.

재산세 과세표준은 ‘공시가격×재산세 공정시장가액비율(60%)’로 결정되며 재산세액은 ‘과세표준×재산세 세율’로 정해진다. 이를 계산하기 위해 세율은 재산세 과세표준 구간에 따라 재산세 세율 기준표를 적용하였다. 이에 추가적으로 재산세액의 20%의 지방교육세, 재산세 과세표준의 0.14%의 도시지역세가 추가되어 이를 계산하였다. 행정구역 단위를 시·군·구까지 제공하는 「주택소유통계」 자료의 한계로 시·군·구 지역 중 군지역을 제외한 나머지 지역을 도시지역으로 가정하여 도시지역세를 계산하였다. 결과적으로 재산세 합산금액은 재산세액, 지방교육세, 도시지역세의 합으로 계산된다.

다음으로 종합부동산세 계산 방식은 다음과 같다. 종합부동산세 과세표준은 ‘공시가격-공제금액×종부세 공정시장가액비율’로 계산되며 공제금액의 경우 1가구 1주택은 9억원, 2주택 이상인 경우 6억원을 공제한다. 1가구 2주택 이상일 경우 공시가격은 각 주택별 공시가격의 총합을 사용한다. 공정시장가액비율은 매년 달라지는 비율 2018년 80%, 2019년 85%, 2020년 90%를 각각 적용하였다. 다음으로 종합부동산 세액은 ‘종합부동산세 과세표준×세율-누진공제’로 계산된다. 종합부동산세 과세표준 구간에 따른 세율 및 누진공제를 적용하였고 2019~2020년 주택소재지가 조정지역 내 위치한 주택을 2채 이상 1가구가 소유하고 있거나 1가구가 3주택 이상을 소유하고 있을 경우 중과세율 구간을 적용하였다. 다음으로 재산세 중복분을 차감해야 하며 재산세 중복분은 ‘해당 연도 재산세액 × $\frac{\text{과세표준 표준세율 재산세액}}{\text{총 표준세율 재산세액}}$ ’으로 계산된다. 재산세 중복분은 재산세와 종부세가 이중과세되는 것을 방지하기 위해 해당

연도의 재산세액에 비례하여 종부세를 일정 부분 감면해 주는 제도이다. 따라서 종합부동산 세액(중복분 차감 후)은 ‘종합부동산 세액-재산세 중복분’이 되며 여기에 추가적으로 고령자에 대한 세액공제를 적용하였다. 최종적인 종합부동산 세액(세액공제 후)은 ‘종합부동산 세액(중복분 차감 후)×(1-연령별 세액공제율)’로 계산되며 1가구 1주택일 경우 연령별 세액공제를 추가 적용하였다. 주택 소유주의 만 나이에 따라 연령별 세액공제율 기준(60세 이상 65세 미만: 10% 공제, 65세 이상 70세 미만: 20% 공제, 70세 이상: 30% 공제)을 적용하여 계산하였다. 이에 추가적으로 종합부동산 세액의 20%가 농어촌특별세로 부과되어 종합부동산세 합산금액은 종합부동산 세액(중복분 차감 후)과 농어촌특별세의 합으로 계산되며, 총 주택 보유세는 이상에서 계산된 재산세 합산금액과 종합부동산세 합산금액의 합으로 계산하였다.

3) 실증분석

$$\text{평균보유주택수}_{jkt} = \alpha_{jk} + \beta \log(\text{보유세부담})_{jkt} + \epsilon_{jkt} \quad \text{식 (V-11)}$$

$$\text{다주택자비율}_{jkt} = \alpha_{jk} + \beta \log(\text{보유세부담})_{jkt} + \epsilon_{jkt} \quad \text{식 (V-12)}$$

식 (V-11), (V-12)는 실증분석에 사용한 고정효과 모형을 보여준다. 2018~2020년을 분석 대상 기간으로 시·군·구별-연령별(2019년 기준) 변수를 생성하여 패널데이터 분석을 진행하였다. 종속변수는 평균소유주택 수 또는 다주택자 비율로, 주요 관심변수는 보유세 부담 금액에 자연로그를 취한 값이다. 주택 보유세는 이상에서 설명한 것과 마찬가지로 종합부동산세(주택분), 재산세(주택분), 농특세(종부세분), 지방교육세(재산세분), 재산세 도시지역분의 총합으로 계산하였다. 이 외 시·군·구별-연령별 cohort 고정효과를 통제하였다. 추정식을 활용하여 설명하면 종속변수는 j 시·군·구 k 연령대 t 연도의 평균소유주택 수와 다주택자 비율을 의미하며, ‘ α_{jk} ’는 j 시·군·구 k 연령대의 고정효과, ‘ $\log(\text{보유세부담})_{jkt}$ ’은 j 시·군·구 k 연령대 t 연도의 총 보유세 부담의 자연로그값이다. 모든 모형에서 시·군·구별-연

령별(2019 기준 cohort)에 포함되는 인원을 기준으로 활용하였다.

〈표 V-25〉 보유세 부담이 소유주택 수에 미친 영향(지역별)

	종속변수: 평균소유주택 수					
	(1) 전국	(2) 서울	(3) 부산	(4) 대구	(5) 인천	(6) 광주
log(보유세 부담)	-0.3102*** (.0045)	-0.4443*** (.0131)	-0.3787*** (.0196)	-0.2269*** (.0086)	-0.2649*** (.0123)	-0.1569*** (.0197)
2018~2020년 보유세증가율	46%	71%	22%	30%	19%	37%
1인당 평균 보유세부담(만원)	49	136	33	35	33	27
	(7) 대전	(8) 울산	(9) 세종	(10) 경기	(11) 강원	(12) 충북
log(보유세 부담)	-0.2441*** (.0116)	-0.2750*** (.0148)	-0.2345*** (.0209)	-0.2944*** (.0075)	-0.2539*** (.0106)	-0.2397*** (.0299)
2018~2020년 보유세증가율	26%	9%	47%	39%	28%	17%
1인당 평균 보유세부담(만원)	31	26	52	46	17	17
	(13) 충남	(14) 전북	(15) 전남	(16) 경북	(17) 경남	(18) 제주
log(보유세 부담)	-0.2141*** (.0090)	-0.1629*** (.0098)	-0.1094*** (.0156)	-0.1969*** (.0057)	-0.2376*** (.0098)	-0.2707*** (.0204)
2018~2020년 보유세증가율	14%	19%	26%	11%	18%	33%
1인당 평균 보유세부담(만원)	18	15	11	14	21	30

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 시군구별-만 연령별(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

3. 1인당 평균 보유세 부담(만원)은 2020년 기준으로 〈표 V-19〉의 지역별 보유세 금액과 「2020년 주택소유 통계상」의 각 지역별 주택소유자 수를 활용하여 계산

자료: 저자 작성

〈표 V-25〉는 식 (V-11)의 결과를 보여준다. ‘log(보유세 부담)’의 추정 계수 값은 log(보유세 부담)이 1단위 증가하는 경우 종속변수에 미치는 영향을 보여준다. 따라서 보유세 부담이 X% 증가하는 경우 종속변수에 미치

는 영향을 계산하기 위해서는 $\beta \times \log(1 + X/100)$ 를 계산해야 한다. 예를 들어 보유세 부담이 50% 증가하는 경우는 추정된 β 값에 $\log(1.5) \approx 0.4055$ 를 곱하여 결과를 해석하면 된다. (1)열의 결과를 해석하면 보유세 부담이 50% 증가하는 경우 주택 소유자의 평균 소유주택 수는 약 0.126채 감소하는 것으로 추정되었다. 지역별로 추정된 계수 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었으며, 서울지역의 추정 값이 $-.4443^{***}$ 으로 보유세 부담이 종속변수에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 나타났고 전남지역이 $-.1094^{***}$ 로 전국에서 가장 작은 것으로 나타났다. 추정된 계수 값과 지역별 1인당 평균 보유세 부담 간의 상관계수는 $-.7468$ 로 나타났으며, 1인당 보유세 부담이 10만원 증가하는 경우 추정계수 값은 0.02^{***} 하락하는 것으로 추정되었다.

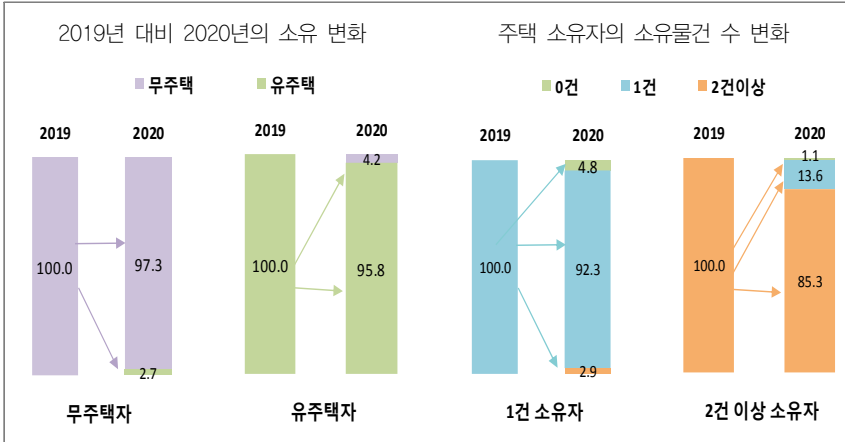
데이터상의 한계로 인하여 이와 같은 추정 결과를 해석하는 경우에 유의해야 할 사항이 있다. 우선 β 값이 과대추정(over-estimate)되는 문제에 대해 기술하고자 한다. 보유 부담 증가가 소유주택 수에 미친 영향을 보다 정확하게 추정하기 위해서는 특정 개인이 소유주택을 동일하게 유지하였을 경우 가상의 보유세 부담 증가를 계산하는 것이 타당하다. 다주택자가 세부담 증가를 이유로 일부 주택을 처분하는 경우 주택 수 감소로 인하여 세부담이 감소하고, 이로 인해 실제 세부담 증가(A)는 주택 처분에 영향을 미치는 주택소유를 동일하게 유지하였을 경우의 가상적인 세부담 증가(B)보다 작게 된다($B > A$). 하지만 개인의 고유 ID, 주택의 고유 ID가 연도별로 유지가 되지 않아 현재 데이터상으로 (B) 값을 계산할 수 없다. 따라서 보다 작은 (A) 값에 근거한 이상의 추정결과는 β 값을 과대추정(over-estimate)하게 됨에 유의해야 한다.

이와 반대로 β 값이 과소추정(under-estimate)되는 문제도 존재한다. 1주택자 또는 다주택자가 무주택자로 전환되는 경우 주택소유표본에서 이탈함으로써 이에 따른 소유주택수 감소효과는 추정에서 제외되며, 이로 인해 β 값을 과소추정(over-estimate)하게 되는 문제도 발생한다. 2020년 통계청이 발표한 「주택소유통계」 보도자료에 의하면 유주택자에서 무주택자로 전환되는

인원이 570천명으로, 이는 2019년 전체 유주택자의 4.2% 규모인 것으로 나타났다.²⁴⁾

[그림 V-5] 주택소유 변화

(단위: %)



자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2021. 11. 16., p. 4

지역별 주택소유 건수 증감 현황을 살펴보면 2018년 대비 2019년에 주택 소유 건수가 증가한 사람은 1,238천명, 소유 건수가 감소한 사람은 744천명으로 증가 및 감소 주택 수별로는 각각 1채 증가(1,171천명, 94.5%), 2채 증가(50천명, 4.0%), 1채 감소(697천명, 93.7%), 2채 감소(32천명, 4.2%)인 것으로 나타났다. 2019년 대비 2020년에 주택소유 건수가 증가한 사람은 1,408천명, 소유 건수가 감소한 사람은 974천명으로 증가 및 감소 주택 수별로는 각각 1채 증가(1,337천명, 95.0%), 2채 증가(55천명, 3.9%), 1채 감소(920천명, 94.5%), 2채 감소(40천명, 4.1%)인 것으로 나타났다.²⁵⁾

24) 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2021. 11. 16.

25) 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2021. 11. 16.; 「행정자료를 활용한 「2019년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2020. 11. 17.의 내용을 인용

〈표 V-26〉 개인별 주택소유 현황 변화

구분	소유 건수	2019년 소유자							2018 → 2019년 변화	
		전체	0건	1건	2건	3건	4건	5건 이상	증가	감소
2018년 소유자	전체	49,236	35,545	11,460	1,754	287	75	115	1,238	744
	0건	35,953	35,121	798	27	3	1	3	832	-
	1건	11,150	406	10,429	296	14	2	3	315	406
	2건	1,674	15	220	1,380	53	4	2	59	235
	3건	273	2	9	46	202	13	3	15	56
	4건	72	1	1	3	12	49	6	6	18
	5건 이상	114	2	3	2	3	6	99	11	29
구분	소유 건수	2020년 소유자							2019 → 2020년 변화	
		전체	0건	1건	2건	3건	4건	5건 이상	증가	감소
2019년 소유자	전체	49,501	35,438	11,793	1,791	291	74	114	1,408	974
	0건	35,848	34,868	941	32	4	1	2	980	-
	1건	11,432	546	10,549	318	15	2	2	337	546
	2건	1,747	20	288	1,379	55	4	2	60	307
	3건	286	2	11	56	201	12	2	15	70
	4건	74	0	1	4	14	48	6	6	20
	5건 이상	115	2	2	2	3	7	100	11	30

자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2019년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2020. 11. 17., p. 31; 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2021. 11. 16., p. 31

〈표 V-27〉 보유세 부담이 다주택자 비율에 미친 영향(지역별)

	종속변수: 다주택자 비율(%p)					
	(1) 전국	(2) 서울	(3) 부산	(4) 대구	(5) 인천	(6) 광주
log(보유세부담)	-11.49*** (.0568)	-11.73*** (.1094)	-9.73*** (.1763)	-11.54*** (.2446)	-11.49*** (.2634)	-9.46*** (.3952)
2018~2020년 보유세증가율	46%	71%	22%	30%	19%	37%
1인당 평균 보유세부담(만원)	49	136	33	35	33	27
다주택자 비율	15.8%	15.2%	16.2%	14.8%	14.5%	14.7%

〈표 V-27〉의 계속

	(7) 대전	(8) 울산	(9) 세종	(10) 경기	(11) 강원	(12) 충북
log(보유세부담)	-11.15*** .3165	-12.88*** .3315	-11.62*** .3533	-11.82*** .1166	-10.65*** .2181	-12.76*** .3132
2018~2020년 보유세증가율	26%	9%	47%	39%	28%	17%
1인당 평균 보유세부담(만원)	31	26	52	46	17	17
다주택자 비율	16.1%	16.2%	19.8%	15.5%	17.1%	16.0%
	(13) 충남	(14) 전북	(15) 전남	(16) 경북	(17) 경남	(18) 제주
log(보유세부담)	-12.25*** .3226	-9.71*** .2883	-7.81*** .4209	-11.92*** .2779	-12.40*** .2139	-13.44*** .6291
2018~2020년 보유세증가율	14%	19%	26%	11%	18%	33%
1인당 평균 보유세부담(만원)	18	15	11	14	21	30
다주택자 비율	18.8%	15.4%	15.9%	15.9%	16.2%	20.6%

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 시·군·구별-만연량별(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

3. 1인당 평균 보유세 부담(만원)은 2020년 기준으로 〈표 〉의 지역별 보유세 금액과 「2020년 주택소유 통계」상의 각 지역별 주택소유자 수를 활용하여 계산

4. 다주택자 비율은 「2020년 주택소유통계」의 지역별 수치를 활용

자료: 저자 작성

다음으로 〈표 V-27〉은 식 (V-12)의 실증분석 결과를 보여준다. 종속변수는 주택소유자 중 2주택 이상 소유자 비율로 종속변수의 2019년 전국 평균 값은 15.9%, 2020년은 15.8% 수준이다. ‘log(보유세 부담)’의 추정 계수 값은 log(보유세 부담)이 1단위 증가하는 경우 종속변수에 미치는 영향을 보여주므로 (1)열의 결과를 해석하면 보유세 부담이 50% 증가하는 경우²⁶⁾ 주택소유자 중 다주택자의 비율은 약 4.66% 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

앞서 식 (V-11)의 결과 해석과 마찬가지로 〈표 V-27〉의 해석에도 데이터

26) 보유세 부담이 X% 증가하는 경우 종속변수에 미치는 영향을 계산하기 위해서는 $\beta \times \log(1+X/100)$ 를 계산한다. 예를 들어 보유세 부담이 50% 증가하는 경우는 추정된 β 값에 $\log(1.5) \approx 0.4055$ 를 곱하여 계산한다.

한계로 인한 추정의 편이가 존재하여 이를 유념해야 한다. 우선 β 값이 과대 추정(over-estimate)된 요인을 살펴보면, 다주택자 비율의 분모가 무주택자 인원을 포함하고 있지 않고, 주택소유자(1주택자+다주택자)만을 포함하고 있다. 따라서 이 비율은 다주택자가 1주택자로 전환되는 경우 하락하지만 무주택자가 1주택자로 전환되는 경우에도 하락하여 후자의 효과로 인해 β 값이 과대추정된다. 2020년 「주택소유통계」 보도자료에 의하면 2019년 무주택자에서 2020년 유주택자로 전환되는 인원이 980천명으로, 이는 2019년 전체 무주택자의 2.7% 규모이다.²⁷⁾ 또한 주택소유 수에 미친 영향과 마찬가지로 보유 부담 증가가 다주택자 비율에 미친 영향을 보다 정확하게 추정하기 위해서는 특정 개인이 소유주택을 동일하게 유지하였을 경우 가상의 보유세 부담 증가를 계산하는 것이 타당하다. 하지만 앞서 설명한 바와 마찬가지로 개인의 고유 ID, 주택의 고유 ID가 연도별로 유지가 되지 않아 현재 데이터 상으로 가상의 보유세 부담을 계산할 수 없으며, 따라서 추정 결과는 다주택자비율 분석에서도 마찬가지로 β 값을 과대추정(over-estimate)하게 됨에 유념해야 한다.

반대로 β 값이 과소추정(under-estimate)되는 문제도 존재한다. 다주택자가 무주택자로 전환되는 경우 실제로는 다주택자 비율이 감소하지만 무주택자는 표본에 나타나지 않아 이 효과가 추정 과정에서 누락된다. [그림 V-5]에 의하면 2019년 2건 이상 주택을 소유한 다주택자 중에 2020년 무주택자가 된 사람의 비율은 다주택자의 1.1% 규모인 것으로 나타났다.

〈표 V-27〉은 식 (V-12)를 각 지역별로 추정한 결과로, 지역별로 전남지역이 가장 낮은 -7.81^{***} , 제주지역이 가장 높은 -13.44^{***} 로 추정되었다. 종속 변수를 다주택자 비율로 분석한 결과, 추정된 보유세 부담의 계수 값은 지역별 1인당 보유세 부담과 통계적으로 유의한 상관관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

27) 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2021. 11. 16.

〈표 V-28〉 보유세 부담이 소유주택 수 및 다주택자 비율에 미친 영향(연령대별)

	종속변수: 평균소유주택 수					
	(1) 전체	(2) 30대	(3) 40대	(4) 50대	(5) 60대	(6) 60대이상
log(보유세부담)	-0.3102*** (.0045)	-0.3005*** (.0152)	-0.3311*** (.0094)	-0.3121*** (.0076)	-0.3012*** (.0085)	-0.2962*** (.0072)

	종속변수: 다주택자 비율					
	(1) 전체	(2) 30대	(3) 40대	(4) 50대	(5) 60대	(6) 60대이상
log(보유세부담)	-11.49*** (.0568)	-10.46*** (.1802)	-11.59*** (.1189)	-11.99*** (.1021)	-11.81*** (.1124)	-11.44*** (.0863)

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 시·군·구별-만연령별(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

다음으로 〈표 V-28〉은 연령대별(30대/40대/50대/60대/60대 이상)로 식 (V-11)과 (V-12)를 추정한 결과를 보여준다. 평균소유주택 수에 미친 영향을 살펴보면 추정 결과 값이 60대 이상(-.2962***)과 30대(-.3005***)의 추정 값이 상대적으로 평균(-.3102***)보다 그 크기가 작으며, 40대, 50대의 경우 보유세 부담이 평균소유주택 수에 미친 영향이 평균보다 큰 것으로 나타났다. 또한 이와 같은 경향은 종속변수를 다주택자 비율로 분석하였을 경우에도 마찬가지로 유지되는 것을 확인할 수 있다.

〈표 V-29〉 연령대별 주택소유 건수 증가·감소 현황

(단위: 천명, %)

연령대	합계		1건 증가		2건 증가		3건 증가		4건 증가		5건 이상 증가	
	수	구성비	수	구성비	수	구성비	수	구성비	수	구성비	수	구성비
합계	1,407.9	(100)	1,337.4	(95.0)	54.5	(3.9)	7.2	(0.5)	2.0	(0.1)	6.7	(0.5)
30세 미만	107.7	(7.6)	104.4	(96.9)	2.6	(2.4)	0.4	(0.3)	0.1	(0.1)	0.3	(0.3)
30~39세	338.2	(24.0)	324.4	(95.9)	11.2	(3.3)	1.4	(0.4)	0.3	(0.1)	0.9	(0.3)
40~49세	355.0	(25.2)	335.7	(94.5)	15.1	(4.3)	2.0	(0.6)	0.6	(0.2)	1.7	(0.5)
50~59세	319.6	(22.7)	301.7	(94.4)	13.6	(4.3)	1.8	(0.6)	0.5	(0.2)	1.9	(0.6)
60~69세	183.3	(13.0)	172.9	(94.3)	7.7	(4.2)	1.0	(0.6)	0.3	(0.2)	1.3	(0.7)
70~79세	79.3	(5.6)	75.1	(94.6)	3.2	(4.0)	0.4	(0.6)	0.1	(0.2)	0.5	(0.7)
80세 이상	24.8	(1.8)	23.4	(94.3)	1.0	(4.2)	0.2	(0.6)	0.1	(0.2)	0.1	(0.6)

〈표 V-29〉의 계속

(단위: 천명, %)

연령대	합계		1건 감소		2건 감소		3건 감소		4건 감소		5건 이상 감소	
	구성비		구성비		구성비		구성비		구성비		구성비	
합계	973.6	(100)	919.6	(94.5)	40.3	(4.1)	5.9	(0.6)	1.9	(0.2)	5.9	(0.6)
30세 미만	28.1	(2.9)	27.3	(97.3)	0.5	(2.0)	0.1	(0.3)	0.0	(0.1)	0.1	(0.4)
30~39세	145.5	(14.9)	139.2	(95.7)	4.9	(3.4)	0.6	(0.4)	0.2	(0.1)	0.5	(0.4)
40~49세	238.1	(24.5)	225.2	(94.6)	9.9	(4.2)	1.4	(0.6)	0.4	(0.2)	1.2	(0.5)
50~59세	245.9	(25.3)	230.5	(93.7)	11.4	(4.6)	1.7	(0.7)	0.6	(0.2)	1.7	(0.7)
60~69세	176.4	(18.1)	165.4	(93.8)	7.9	(4.5)	1.3	(0.7)	0.4	(0.2)	1.4	(0.8)
70~79세	95.1	(9.8)	89.7	(94.3)	4.0	(4.2)	0.6	(0.6)	0.2	(0.2)	0.7	(0.7)
80세 이상	44.4	(4.6)	42.2	(95.0)	1.7	(3.8)	0.2	(0.5)	0.1	(0.2)	0.2	(0.5)

자료: 통계청, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2021. 11. 16., pp. 34~35

〈표 V-29〉는 2019~2020년 연령대별 주택소유 건수 증가·감소 현황을 보여준다. 이를 이용하여 각 연령대별로 주택소유 건수 증가자 수와 감소자 수 차이를 계산하면 〈표 V-30〉과 같다.

〈표 V-30〉 연령대별 주택소유 증가·감소 기여도

(단위: 천명, %)

연령대	증가자 수		감소자 수		차이		비율	
	(1)		(2)		(1) - (2)		(1) / (2)	
30세 미만	107.7	8%	28.1	3%	79.6	18%	3.83	265%
30~39세	338.2	24%	145.5	15%	192.7	44%	2.32	161%
40~49세	355	25%	238.1	24%	116.9	27%	1.49	103%
50~59세	319.6	23%	245.9	25%	73.7	17%	1.30	90%
60~69세	183.3	13%	176.4	18%	6.9	2%	1.04	72%
70~79세	79.3	6%	95.1	10%	-15.8	-4%	0.83	58%
80세 이상	24.8	2%	44.4	5%	-19.6	-5%	0.56	39%
합계	1407.9	100%	973.6	100%	434.3	100%	1.45	100%

자료: 통계청, 행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과, 보도자료, 2021. 11. 16을 이용하여 저자 작성

2020년은 2019년과 비교하여 주택소유가 증가한 개인의 수는 1407.9천명, 감소한 인원은 973.6천명으로 증가한 인원이 감소한 인원보다 434.3천명 많은 것으로 나타났다. 증가-감소 인원의 차이 434.3천명 중에 30대의 증가-

감소 인원 차이가 192.7천명으로 전체 차이의 44%를 설명하는 것으로 계산된다. 또한 각 연령대별로 주택소유 증가자 수와 감소자 수의 비율을 계산하였다. 30대의 경우 주택소유 증가자 수가 감소자 수보다 2.32배 많은 것으로 계산되어 전체 비율 1.45배와 비교하여 1.61배 높은 것을 확인할 수 있다. 반면 50대 이상에서는 상대적으로 주택소유 감소자 비율이 높아 평균적인 비율 1.45배보다 주택 증가자 수 비율이 낮은 것으로 나타났다.

이상으로 제3절의 실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

보유세 부담 증가가 개인의 주택소유에 미친 영향 분석 결과 요약

- 보유세 부담이 50% 증가하는 경우 주택소유자의 평균 소유주택 수는 약 0.126채 감소하는 것으로 추정됨
 - 추정된 계수 값과 지역별 1인당 평균 보유세 부담 간의 상관계수는 -0.7468 로 나타났으며, 1인당 보유세 부담이 10만원 증가하는 경우 추정계수 값은 약 0.02 하락하는 것으로 추정됨
- 보유세 부담이 50% 증가하는 경우 주택소유자 중 다주택자의 비율은 약 4.66% 감소하는 것으로 추정됨(2020년 평균 값: 15.8%)
- 연령대별로 분석한 결과 평균소유주택 수에 미친 영향을 살펴보면 60대 이상과 30대의 추정 값이 상대적으로 평균보다 그 효과의 크기가 작으며, 40대, 50대의 경우 보유세 부담이 평균소유주택 수에 미친 영향이 평균보다 큰 것으로 나타남
- 하지만 이러한 결과는 보유세 부담의 과소추정, 무주택자 표본 누락 등으로 인해 추정의 편이가 발생하고 있음에 유의해야 함

4. 공시가격 현실화가 보유세(재산세) 부담에 미친 영향

제4절에서는 공시가격 현실화 계획이 보유세 부담에 미친 영향을 재산세(주택분)을 중심으로 분석한다. 최근 주택 보유세수는 주택 가격상승, 보유세 강화조치 및 공시가격 현실화를 제고 등으로 급속하게 증가하였다. 주택 보유세수는 2017년 4.45조원에서 2021년 10.68조원으로 증가하였다. 종부세(주택분)는 3,900억원(2017)에서 1.46조원(2020), 4.41조원(2021)로 11배 넘게 급속히 증가하였으며, 동 기간 재산세(주택분)는 4.06조원(2017)에서 6.27조원(2021)으로 증가하였다.

〈표 V-31〉 주택 보유세의 변화

(단위: 조원, 배)

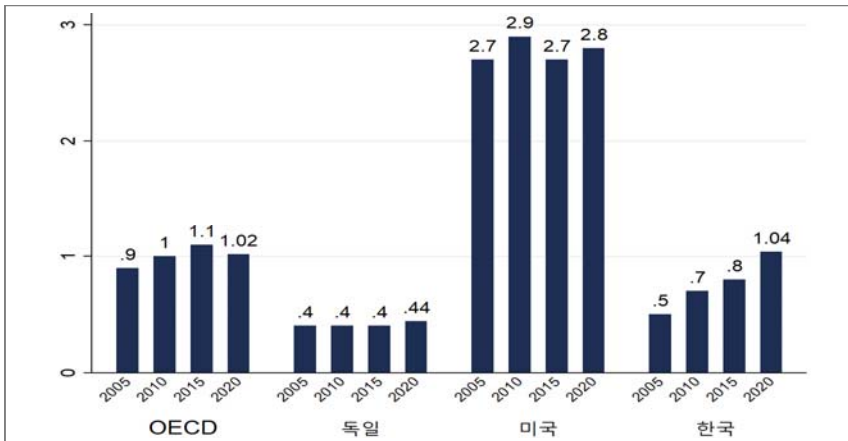
구분	2017(A)	2018	2019	2020(B)	2021	B/A
재산세	4.06	4.53	5.08	5.77	6.27	1.5
종부세	0.39	0.44	0.95	1.46	4.41	11.3
보유세(4100)	4.45	4.97	6.03	7.23	10.68	2.4

자료: 행정안전부, 「지방세통계」, “9-2-3. 주택과세현황,” https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=110&tblId=TX_11007_A664&conn_path=3, 검색일자: 2020. 10. 5.; 국세청, 「국세통계」, “7.2.1 주택분 종합 부동산세 현황,” https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=133&tblId=TX_13301_A063&conn_path=3, 검색일자: 2020. 10. 5.

보유세 과표를 결정하는 부동산 가격과 공시가격 현실화율 등이 크게 높아졌고 동시에 종합부동산세 세율도 인상되었다. 주택매매가격지수는 수도권을 중심으로 크게 증가하여 2021년 전년 대비 12.9% 상승하였고, 매매가격 상승과 함께 공시가격 현실화율도 함께 상향 조정되었다. 주택 공시가격 상승률은 2020년 5.6%에서 16.3%(2021), 14.9%(2022)로 증가하였고, 종합부동산세 과표산정에 포함되는 공정시장가액비율도 60%에서 2019년 85%, 2020년 90%, 2021년 95%로 조정되었으며, 종합부동산세 세율도 2019년, 2021년 상향 조정되었다.

〔그림 V-6〕 주요국의 부동산 보유세(GDP 대비 비율)

(단위: GDP 대비 비중(%))



자료: OECD, Stat, <https://stats.oecd.org/>, 「Revenue Statistics」(각 국가별), <https://www.reb.or.kr>, 검색일자: 2022. 10. 2.

우리나라의 부동산 보유세 수준은 2020년 기준 GDP 대비 1.04%(20.0조원)로 OECD 평균인 1.02%를 초과하는 수준이며, 2021년, 2022년의 경우 GDP 대비 보유세 부담은 종부세율, 재산세율, 공정시장가액비율, 공시가격 현실화율 등을 조정하지 않을 경우 OECD 평균 수치를 넘어설 것으로 추정할 수 있다.

본 연구에서는 정부의 ‘공시가격 현실화율 로드맵’(2020년)과 수정안(2022년)이 세부담에 미친 영향을 재산세를 이용하여 분석하고자 한다. 종부세의 경우 세율 구조가 재산세보다 복잡하고(주택 수 및 규제지역 소유주택 수를 고려) 종부세율 변화, 공정시장가액비율 변화, 공시가격 변화가 동시에 발생하여 공시가격 현실화율 변화가 세부담에 미친 영향을 추정하기 어려운 측면이 존재한다.

가. 공시가격 현실화 로드맵 수정(가상 시나리오)의 재산세 영향 분석

다음으로 공시가격 현실화 계획 수정이 재산세 부담에 미친 영향을 분석하고자 한다. <표 V-32>는 2020년 기준 계획과 2022년 수정 계획 중 하나의 가상적인 시나리오를 비교하여 보여준다.

<표 V-32> 공시가격 현실화 로드맵 기준 계획 및 수정안(가상 시나리오)

기준 계획, 2020년			
구분	기간	연도별 현실화율 제고분(A)	
9억원 이상 주택	-	A=(90%-전년도 현실화율)/잔여 도달기간 공동주택: 2025년(15억 이상), 2027년(9억~15억) 단독주택: 2027년(15억 이상), 2030년(9억~15억)	
9억원 미만 주택	2021~2023 (중간 목표)	공동주택	A=(70%-전년도 현실화율)/2023년까지 잔여 도달기간
		단독주택	A=(55%-전년도 현실화율)/2023년까지 잔여 도달기간
	2024년 이후	공동주택	A=(90%-전년도 현실화율)/잔여 도달기간(2030년)
		단독주택	A=(90%-전년도 현실화율)/잔여 도달기간(2035년)
현실화율 제고분 A, 상한 6%p 적용			

〈표 V-32〉의 계속

수정 계획(가상 시나리오), 2022년			
구분	기간	식	
9억원 이상 주택	-	A=(80%-전년도 현실화율)/잔여 도달기간 공동(2035년)·단독(2040년)	
9억원 미만 주택	2023년 (중간 목표)	공동주택	A=(70%-전년도 현실화율)
		단독주택	A=(55%-전년도 현실화율)
	2024년 이후	공동주택	A=(80%-전년도 현실화율)/잔여 도달기간(2035년)
		단독주택	A=(80%-전년도 현실화율)/잔여 도달기간(2040년)
현실화율 제고분 A, 상한 3%p 적용			

자료: 국토교통부, 「부동산 공시가격 현실화 계획」, 보도자료, 2020. 11. 3. 자료를 이용하여 저자 작성

〈표 V-32〉의 수정계획 가상 시나리오에서는 현실화율 목표치를 90%에서 80%로 10%p 하향 조정하고 유형별 목표치 달성 기간의 경우 기존 계획은 공동주택은 2030년, 단독주택은 2035년으로 설정하였으나, 수정계획 가상 시나리오에서는 공동주택은 2035년, 단독주택은 2040년으로 달성 기간도 모두 연장하는 형태의 계획이다. 또한 연도별 현실화율 제고분 상한도 6%p에서 3%p로 변경하는 경우를 가정하였다. 재산세 과세표준이 되는 공시가격의 시세 대비 비율(현실화율)이 10%p 낮아지고 목표 달성 기간도 늦춰지므로 이로 인해 세부담의 감소효과가 발생한다.

본 연구에서는 공동주택·표준주택 공시가격 데이터를 활용하여 재산세 부담에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 우선 분석의 가정은 다음과 같다. 우선 1가구 1주택을 가정하여 재산세 부담을 계산하고 실제 값(비교 연도는 2020년)과의 차이를 시·도 지역별-주택유형별로 비교하여 보정하였다. 또한 공시가격 현실화율의 영향을 보기 위한 목적이므로 기타 요인은 불변으로 통제하는 것이 타당하다. 이에 따라 공시가격 현실화율의 분모가 되는 시세는 예측 기간인 2023~2040년 불변으로 가정하였다. 동일한 기준을 적용하기 위해 2021~2023년 적용되는 재산세 특례세율을 적용하지 않고 일반세

율로 계산하였으며, 재산세 공정시장가액비율은 2022년 한시적으로 45%로 낮아졌으나 원래 값인 60%로 동일하게 설정하여 추정하였다

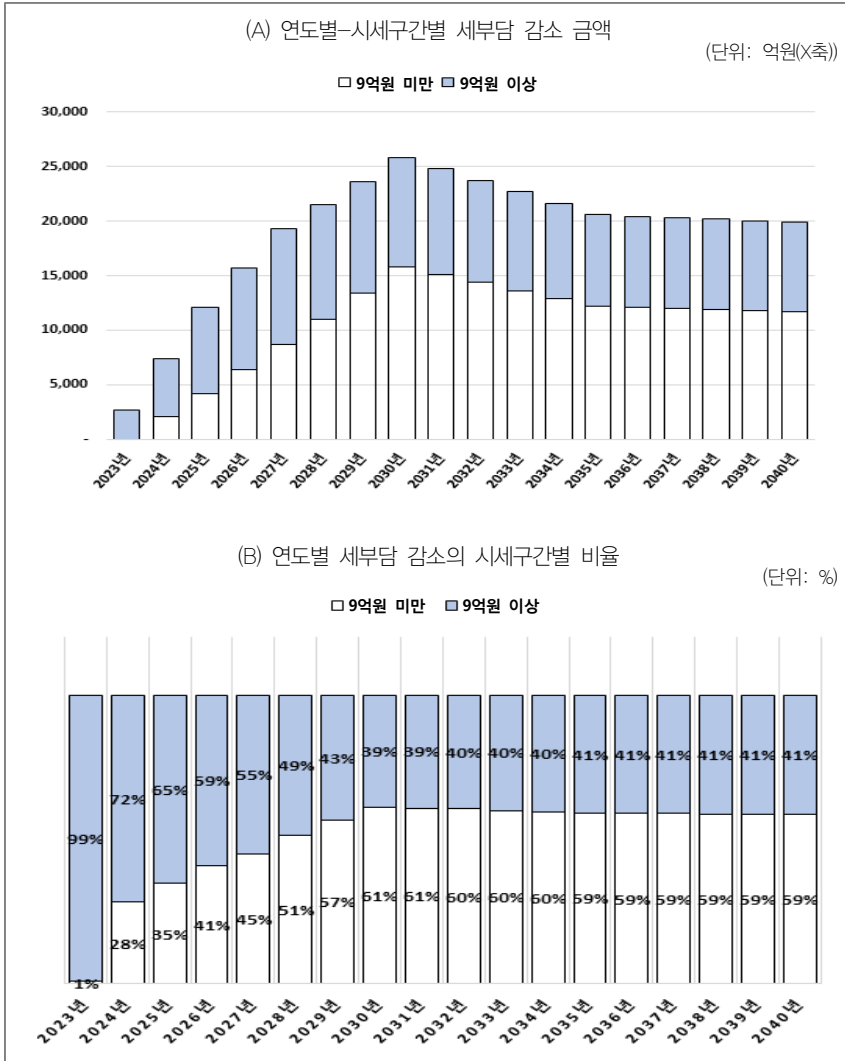
〈표 V-33〉 공시가격 현실화 계획 수정(가상 시나리오)의 재산세(주택분) 부담 감소 효과

(단위: 억원)

연도	기존 계획			가상 시나리오			세부담 감소분		
	시세구간			시세구간			시세구간		
	9억원 미만	9억원 이상	총합	9억원 미만	9억원 이상	총합	9억원 미만	9억원 이상	총합
2023	47,045	49,145	96,189	47,025	46,509	93,535	19	2,635	2,655
2024	49,965	52,101	102,066	47,895	46,829	94,724	2,070	5,271	7,342
2025	52,970	55,057	108,027	48,773	47,149	95,922	4,197	7,907	12,105
2026	56,054	56,767	112,821	49,659	47,470	97,129	6,395	9,297	15,692
2027	59,214	58,475	117,689	50,554	47,790	98,344	8,660	10,686	19,346
2028	62,442	58,581	121,023	51,456	48,110	99,566	10,986	10,471	21,457
2029	65,737	58,681	124,418	52,367	48,430	100,797	13,370	10,251	23,621
2030	69,095	58,780	127,874	53,285	48,750	102,035	15,810	10,029	25,839
2031	69,294	58,780	128,074	54,211	49,071	103,281	15,084	9,709	24,793
2032	69,499	58,780	128,279	55,144	49,391	104,535	14,355	9,389	23,744
2033	69,707	58,780	128,487	56,085	49,711	105,796	13,623	9,069	22,691
2034	69,920	58,780	128,699	57,032	50,031	107,064	12,887	8,749	21,636
2035	70,136	58,780	128,916	57,987	50,351	108,339	12,149	8,428	20,577
2036	70,136	58,780	128,916	58,084	50,394	108,478	12,052	8,386	20,438
2037	70,136	58,780	128,916	58,183	50,436	108,618	11,953	8,344	20,297
2038	70,136	58,780	128,916	58,282	50,478	108,760	11,854	8,302	20,156
2039	70,136	58,780	128,916	58,382	50,520	108,903	11,753	8,260	20,013
2040	70,136	58,780	128,916	58,484	50,563	109,047	11,652	8,217	19,869

자료: 저자 작성

[그림 V-7] 공시가격 현실화 계획 수정(가상 시나리오)의 재산세(주택분) 부담 감소 효과



자료: 저자 작성

〈표 V-33〉과 [그림 V-7]은 공시가격 현실화 로드맵 기존 계획-수정계획 (가상 시나리오)의 차이로 인한 세부담(재산세, 주택분) 감소 효과를 연도별-주택시세별로 추정된 결과를 보여준다. 세부담 감소 효과는 2030년 약 2.6조원

으로 정점에 도달한 이후 감소하여 수정계획(가상 시나리오)의 현실화율(80%) 목표 도달 시점인 2040년에는 두 계획 간 차이가 2조원 정도로 좁혀지는 것으로 나타난다. 기존 현실화 계획에서는 공동주택은 현실화율 목표치 90%를 2025~2030년까지 도달하도록 설정되어 있는 반면, 수정 계획(가상 시나리오)에서는 공동주택의 경우 하향 조정된 목표치 80%를 2035년까지 도달하도록 되어 있어 두 계획 간 세부담 차이는 2030년에 극대화된다. 또한 전체 세부담 금액의 60%가량은 시세 9억원 미만의 주택에서 발생하고 40%가량은 시세 9억원 이상의 주택에서 발생하는 것으로 추정되었다.

〈표 V-34〉 시세 1억원 단위 재산세(주택분) 기존 계획·수정 계획(가상 시나리오) 비교(공동주택)

(단위: 만원)

기존 계획 90%, 2025~2030년 도달		연도별 재산세 부담					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2026년	2028년	2030년	2035년	2035년 ~2024년
1	69.62	4.4	4.7	5.1	5.4	5.4	1.03
2	69.26	10.1	11.1	12.2	13.2	13.2	3.09
3	69.30	16.7	18.2	19.9	22.5	22.5	5.83
4	69.35	25.7	29.1	32.6	36.0	36.0	10.29
5	69.42	36.6	40.9	45.2	49.5	49.5	12.86
6	69.45	47.6	52.7	58.4	66.6	66.6	19.03
7	69.41	59.4	69.0	78.6	88.2	88.2	28.80
8	69.35	76.9	87.9	98.8	109.8	109.8	32.91
9	70.42	106.0	122.9	131.4	131.4	131.4	25.38
10	71.83	126.8	144.3	153.0	153.0	153.0	26.16
11	72.53	146.9	165.4	174.6	174.6	174.6	27.67
12	72.96	166.8	186.4	196.2	196.2	196.2	29.45
13	73.37	186.7	207.4	217.8	217.8	217.8	31.13
14	73.71	206.6	228.5	239.4	239.4	239.4	32.83
15	74.75	242.7	261.0	261.0	261.0	261.0	18.30
16	75.97	264.6	282.6	282.6	282.6	282.6	17.96
17	76.91	286.4	304.2	304.2	304.2	304.2	17.80
18	77.62	308.0	325.8	325.8	325.8	325.8	17.83
19	78.47	329.9	347.4	347.4	347.4	347.4	17.52
20	79.09	351.5	369.0	369.0	369.0	369.0	17.46

〈표 V-34〉의 계속

(단위: 만원)

수정 계획(예시) 80%, 2035년 도달		연도별 재산세 부담					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2026년	2028년	2030년	2035년	2035년 ~2024년
1	69.62	4.3	4.4	4.5	4.6	4.8	0.55
2	69.26	9.8	10.1	10.4	10.7	11.4	1.65
3	69.30	16.1	16.6	17.0	17.5	18.6	2.48
4	69.35	24.5	25.5	26.5	27.5	30.0	5.50
5	69.42	35.1	36.4	37.6	38.9	42.0	6.88
6	69.45	45.8	47.3	48.8	50.3	54.0	8.25
7	69.41	56.4	58.8	61.6	64.4	71.4	15.02
8	69.35	73.0	76.2	79.4	82.6	90.6	17.60
9	70.42	92.3	95.5	98.7	101.8	109.8	17.52
10	71.83	112.4	115.4	118.4	121.5	129.0	16.58
11	72.53	131.5	134.6	137.6	140.6	148.2	16.68
12	72.96	150.2	153.4	156.5	159.6	167.4	17.16
13	73.37	169.1	172.3	175.5	178.6	186.6	17.50
14	73.71	187.9	191.2	194.4	197.7	205.8	17.87
15	74.75	209.0	211.9	214.8	217.7	225.0	15.99
16	75.97	231.1	233.5	235.9	238.2	244.2	13.10
17	76.91	252.7	254.7	256.6	258.6	263.4	10.67
18	77.62	273.9	275.5	277.1	278.6	282.6	8.70
19	78.47	295.9	297.0	298.0	299.1	301.8	5.90
20	79.09	317.3	318.0	318.6	319.3	321.0	3.71
세부담 감소분		연도별 재산세 부담 감소(만원)					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2026년	2028년	2030년	2035년	2035년 ~2024년
1	69.62	0.12	0.36	0.61	0.85	0.60	0.48
2	69.26	0.36	1.09	1.82	2.55	1.80	1.44
3	69.30	0.55	1.64	2.90	5.03	3.90	3.35
4	69.35	1.21	3.64	6.07	8.50	6.00	4.79
5	69.42	1.52	4.55	7.59	10.62	7.50	5.98
6	69.45	1.82	5.46	9.62	16.35	12.60	10.78
7	69.41	3.03	10.20	17.00	23.80	16.80	13.78
8	69.35	3.89	11.66	19.43	27.20	19.20	15.31
9	70.42	13.74	27.47	32.75	29.56	21.60	7.86

〈표 V-34〉의 계속

(단위: 만원)

세부담 감소분		연도별 재산세 부담 감소					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2026년	2028년	2030년	2035년	2035년 ~2024년
10	71.83	14.42	28.85	34.55	31.54	24.00	9.58
11	72.53	15.41	30.82	37.01	33.98	26.40	10.99
12	72.96	16.51	33.02	39.72	36.60	28.80	12.29
13	73.37	17.57	35.14	42.34	39.15	31.20	13.63
14	73.71	18.64	37.28	44.97	41.72	33.60	14.96
15	74.75	33.69	49.08	46.18	43.27	36.00	2.31
16	75.97	33.54	49.12	46.73	44.35	38.40	4.86
17	76.91	33.66	49.53	47.59	45.65	40.80	7.14
18	77.62	34.08	50.32	48.74	47.16	43.20	9.12
19	78.47	33.97	50.42	49.35	48.28	45.60	11.63
20	79.09	34.25	51.03	50.36	49.69	48.00	13.75

자료: 저자 작성

다음으로 〈표 V-34〉는 공동주택의 경우 각 시세구간(2022년 기준, 1억원 단위)별 2022년의 평균 현실화율과 이를 기반으로 계산한 각 연도별 재산세 부담을 기존 계획과 수정 계획(가상 시나리오)을 비교하여 보여준다. 예를 들어 시세 10억원 공동주택의 2030년 기준 재산세 부담은 각각 153만원(기존 계획), 121.5만원(수정 계획(가상 시나리오))으로, 공시가격 로드맵 수정으로 인해 발생한 재산세 부담 감소 금액은 31.54만원으로 계산된다. 또한 횡단면으로 이를 분석하면 시세 10억원 공동주택의 경우 2024~2030년 세부담 증가는 32.7만원(기존 계획), 16.58만원(수정 계획(가상 시나리오))으로, 공시가격 로드맵 수정으로 인해 발생한 재산세 부담의 증가 금액은 16.12만원 감소한다. 또한 시세 20억원 주택의 경우 2022년 기준 평균 현실화율이 이미 80%에 육박하여 공시가격 현실화율 제고로 인한 세부담 증가(2035~2024년)는 3.7만원 정도로 계산된다.

〈표 V-35〉 시세 1억원 단위 재산세(주택분) 기존 계획·수정 계획(가상 시나리오) 비교(단독주택)

(단위: 만원)

기존 계획 90%, 2027~2035년 도달		연도별 재산세 부담					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2027년	2030년	2035년	2040년	2040년 ~2024년
1	56.02	3.5	4.0	4.6	5.4	5.4	1.87
2	54.75	7.4	9.0	10.6	13.2	13.2	5.82
3	54.19	12.4	14.9	17.3	22.5	22.5	10.06
4	54.30	17.6	21.7	27.1	36.0	36.0	18.38
5	54.57	25.1	31.8	38.4	49.5	49.5	24.36
6	54.58	33.8	41.7	49.7	66.6	66.6	32.82
7	54.62	42.4	51.7	63.4	88.2	88.2	45.76
8	54.58	51.0	64.5	81.5	109.8	109.8	58.76
9	56.84	77.7	104.5	131.4	131.4	131.4	53.72
10	60.58	100.0	126.5	153.0	153.0	153.0	52.96
11	61.05	117.3	145.9	174.6	174.6	174.6	57.32
12	61.02	133.6	164.9	196.2	196.2	196.2	62.59
13	61.02	150.0	183.9	217.8	217.8	217.8	67.82
14	60.99	166.3	202.8	239.4	239.4	239.4	73.11
15	61.88	200.3	261.0	261.0	261.0	261.0	60.74
16	64.22	223.2	282.6	282.6	282.6	282.6	59.39
17	64.99	243.0	304.2	304.2	304.2	304.2	61.22
18	65.45	262.2	325.8	325.8	325.8	325.8	63.63
19	65.81	281.2	347.4	347.4	347.4	347.4	66.18
20	65.68	299.0	369.0	369.0	369.0	369.0	70.05
수정 계획(가상 시나리오) 80%, 2040년 도달		연도별 재산세 부담					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2027년	2030년	2035년	2040년	2040년 ~2024년
1	56.02	3.4	3.7	4.0	4.4	4.8	1.35
2	54.75	7.1	7.9	8.7	10.1	11.4	4.28
3	54.19	12.0	13.3	14.5	16.6	18.6	6.56
4	54.30	17.1	18.7	20.9	25.5	30.0	12.91
5	54.57	24.1	27.4	30.8	36.4	42.0	17.95
6	54.58	32.5	36.5	40.5	47.3	54.0	21.53
7	54.62	40.9	45.6	50.3	58.9	71.4	30.48
8	54.58	49.3	54.7	61.9	76.2	90.6	41.31
9	56.84	65.3	73.7	82.0	95.9	109.8	44.47
10	60.58	87.6	95.3	103.1	116.1	129.0	41.43

〈표 V-35〉의 계속

(단위: 만원)

수정 계획(가상 시나리오) 80%, 2040년 도달		연도별 재산세 부담					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2027년	2030년	2035년	2040년	2040년 ~2024년
11	61.05	103.7	112.1	120.4	134.3	148.2	44.47
12	61.02	118.8	127.9	137.0	152.2	167.4	48.59
13	61.02	134.0	143.8	153.7	170.1	186.6	52.64
14	60.99	149.0	159.7	170.3	188.1	205.8	56.78
15	61.88	167.0	177.9	188.8	206.9	225.0	57.99
16	64.22	190.3	200.4	210.5	227.4	244.2	53.85
17	64.99	209.0	219.2	229.4	246.4	263.4	54.43
18	65.45	226.7	237.2	247.7	265.1	282.6	55.86
19	65.81	244.3	255.1	265.9	283.8	301.8	57.51
20	65.68	259.9	271.4	282.8	301.9	321.0	61.10
세부담 감소분		연도별 재산세 부담 감소					
시세구간 (억원)	평균 현실화율(%)	2024년	2027년	2030년	2035년	2040년	2040년 ~2024년
1	56.02	0.1	0.3	0.6	1.0	0.6	0.5
2	54.75	0.3	1.0	1.8	3.1	1.8	1.5
3	54.19	0.4	1.6	2.8	5.9	3.9	3.5
4	54.30	0.5	3.0	6.1	10.5	6.0	5.5
5	54.57	1.1	4.4	7.6	13.1	7.5	6.4
6	54.58	1.3	5.2	9.2	19.3	12.6	11.3
7	54.62	1.5	6.1	13.1	29.3	16.8	15.3
8	54.58	1.7	9.8	19.6	33.6	19.2	17.5
9	56.84	12.3	30.9	49.4	35.5	21.6	9.3
10	60.58	12.5	31.2	49.9	36.9	24.0	11.5
11	61.05	13.5	33.9	54.2	40.3	26.4	12.9
12	61.02	14.8	37.0	59.2	44.0	28.8	14.0
13	61.02	16.0	40.1	64.1	47.7	31.2	15.2
14	60.99	17.3	43.2	69.1	51.3	33.6	16.3
15	61.88	33.2	83.1	72.2	54.1	36.0	2.8
16	64.22	32.9	82.2	72.1	55.2	38.4	5.5
17	64.99	34.0	85.0	74.8	57.8	40.8	6.8
18	65.45	35.4	88.6	78.1	60.7	43.2	7.8
19	65.81	36.9	92.3	81.5	63.6	45.6	8.7
20	65.68	39.1	97.6	86.2	67.1	48.0	8.9

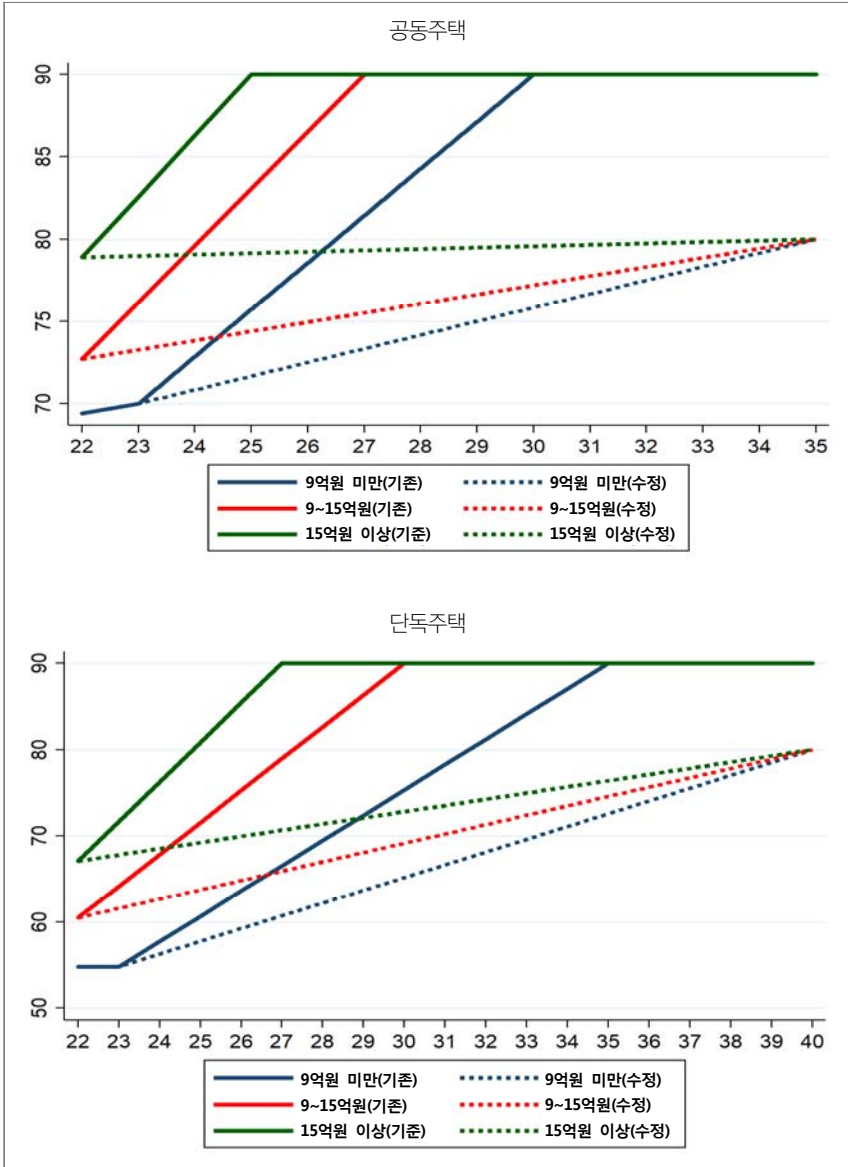
자료: 저자 작성

〈표 V-35〉는 단독주택의 경우 각 시세구간(2022년 기준, 1억원 단위)별 2022년의 평균 현실화율과 이를 기반으로 계산한 각 연도별 재산세 부담을 기존 계획과 수정 계획(가상 시나리오)을 비교하여 보여준다. 단독주택·공동주택 모두 공시가격 현실화율 목표치가 90%(기존 계획), 80%(수정 계획(가상 시나리오))로 동일하게 설정되어 있으므로, 시세가 동일하다면 세부담의 감소는 단독·공동주택 모두 동일하게 발생한다. 단 차이점은 2022년 기준 현실화율 수준으로 단독주택의 경우 공동주택보다 공시가격 현실화율이 크게 낮은 수준인 것을 확인할 수 있고, 이러한 유형 간 현실화율의 격차는 저가주택이 보다 심한 것으로 나타난다. 예를 들어 시세 3억원의 경우 공동주택은 현실화율이 69.30%인 반면, 단독주택은 54.19%로 두 유형 간 차이는 15.11%p 정도이다. 시세 9억원 주택은 공동주택(70.42%), 단독주택(56.84%)으로 13.58%p 차이, 시세 15억원 주택은 공동주택(74.74%), 단독주택(61.88%)으로 약 12.86%p 차이가 존재한다. 따라서 불가피하게 2040년까지 저가 단독주택의 공시가격 현실화율 제고 폭이 가장 크게 나타난다. 이에 따라 예를 들어 시세 10억원의 단독주택의 경우 2040~2024년 세부담 증가 금액은 52.96만원(기존 계획), 41.43만원(수정 계획(가상 시나리오))으로 동일 시세 공동주택보다는 세부담 증가 금액이 큰 것을 확인할 수 있다.

〔그림 V-10〕은 주택유형별(공동·단독) 시세구간별 공시가격 현실화율의 연평균 값을 기존 계획과 수정 계획(가상 시나리오)을 비교하여 보여준다. 공동주택이 단독주택과 비교하여 그래프의 기울기가 완만하며, 저가주택보다는 고가주택의 기울기가 완만한 것을 확인할 수 있다. 15억원 이상 공동주택의 경우 2022년 기준 평균 현실화율이 80%에 육박하여 향후 공시가격 현실화 제고분이 낮은 것으로 나타난다.

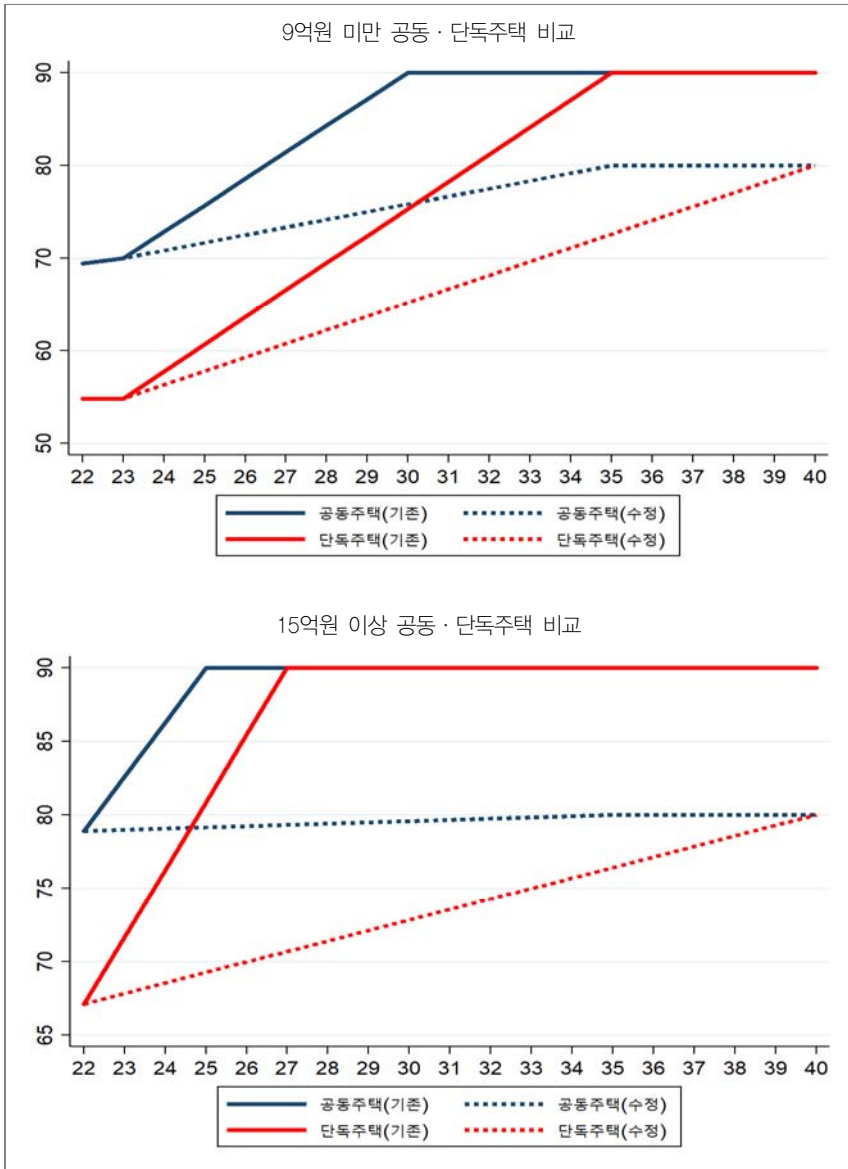
[그림 V-8] 공시가격 현실화율 시세구간 - 유형별 추세

(단위: 연도(X축), 공시가격 현실화율(%), Y축)



[그림 V-8]의 계속

(단위: 연도(X축), 공시가격 현실화율(%), Y축)



자료: 저자 작성

공시가격 현실화 계획이 보유세 부담에 미친 영향 분석 요약

- 2022년 현실화 계획 수정(가상 시나리오)이 2023~2035년 재산세(주택분)에 미치는 영향을 추정한 결과, 계획 수정으로 인한 세부담 감소는 2030년 약 2.5조원으로 최고치에 도달한 이후 2035년(현실화율 목표치, 80% 달성 시점), 2조원가량 세부담이 감소하는 것으로 분석
- 2022년 기준 단독주택의 경우 공동주택보다 공시가격 현실화율이 크게 낮은 수준이며 저가주택의 경우 유형간 격차가 보다 심한 것으로 나타남. 이로 인해 불가피하게 2040년까지 저가 단독주택의 현실화율 제고 폭이 상대적으로 가파를 것으로 예상

Ⅵ. 요약 및 정책시사점

제Ⅵ장에서는 본 연구의 주요 연구 결과를 요약하고 관련된 정책시사점을 도출하고자 한다.

1. 실증분석 결과 요약

가. 공시가격 현실화 현황

우선 지난 2020년 이후 진행된 공시가격 현실화 계획으로 인한 공시가격 현실화 현황을 점검한 결과, 저가주택의 현실화율이 고가주택보다 오히려 높은 현실화율의 역진성이 2022년에는 사라지는 개선이 이뤄진 것으로 나타났다. 모형을 통한 계량분석 결과에서도 동일한 결과가 확인되었으며 공시가격-시세의 순위(rank)를 이용한 분석에서도 가격대별 공시가격 현실화율의 균형성이 크게 개선되고 있는 것으로 나타났다. 또한 동일한 가격대 내에서의 공시가격 현실화율 편차를 분석한 결과, 저가주택에서 현실화율의 편차가 고가주택보다 더 큰 현상이 2022년에는 크게 완화된 것으로 나타났으며 전체적인 분포도 축소되고 있는 개선이 이뤄지고 있는 것으로 나타났다.

나. 주택 매매가격에 미친 영향

공시가격 인상이 주택 실거래가에 미친 영향을 분석한 결과 다수의 주택 가격대에서 공시가격 변동으로 인한 두 가지 효과(① 보유세 부담 효과 ② 기준가격 효과) 중에서 ② 기준가격 효과가 더 큰 것으로 나타났으며, 10%p 공시가격 추가 인상이 해당 주택가격을 1~1.4% 정도 인상시키는 것으로 나타났다. 또한 ② 기준가격 효과로 인한 영향은 저가주택보다 고가주택에서

그 영향이 더 크게 추정되었다. 공시가격 공개 이후 실거래가가 새롭게 공개된 공시가격의 정보를 활용하여 공시가격의 서열에 맞춰 재정비되는 효과가 있는 것으로 분석 결과를 정리할 수 있다.

다. 주택 임대(전세)가격에 미친 영향

공시가격 인상으로 인한 보유세 부담 증가가 전세임대 가격에 미친 영향을 분석한 결과, 동일한 지역(읍·면·동), 동일한 가격대(공시가격 1억원 단위) 주택과 비교하여 공시가격이 10%p 더 높게 상승하는 경우 전세가격은 1% 정도 상승하는 것으로 추정되었다. 하지만 분석 대상 기간(2019년)은 매수자(임차인) 우위의 시장 상황으로 세부담의 전가가 상대적으로 발생하기 어려운 조건이었던 것으로 보이며, 시장 상황에 따라 세부담 전가의 정도는 달라질 수 있어 다양한 시점-지역을 대상으로 보다 추가적인 분석이 필요하다. 수요자와 공급자의 상대적인 탄력성에 따라 보유세 부담의 귀착(tax incidence)의 정도가 달라지며 지역-시점(예: 방학 중 학군수요)에 따라 세부담 전가의 정도가 본 연구의 실증분석 결과보다 더 크게 나타날 수 있다.

라. 주택소유에 미친 영향

보유세 부담 증가가 개인의 주택소유에 미친 영향을 분석한 결과 보유세 부담이 50% 증가하는 경우 주택소유자의 평균 소유주택 수는 약 0.126채 감소하는 것으로 추정되었으며, 추정된 계수 값과 지역별 1인당 평균 보유세부담 간의 상관관계수는 -.7468로 나타났으며 1인당 보유세 부담이 10만원 증가하는 경우 추정계수 값은 약 0.02 하락하는 것으로 나타났다. 또한 보유세 부담이 50% 증가하는 경우 주택소유자 중 다주택자의 비율은 약 4.66% 감소하는 것으로 추정(2020년 평균 값: 15.8%)되었다. 연령대별로 효과를 분석한 결과에서는 평균소유주택 수에 미친 영향의 경우 60대 이상과 30대의 추정 값이 상대적으로 평균보다 그 효과의 크기가 작으며, 40대, 50대의 경우 보유세 부담이 평균소유주택 수에 미친 영향이 평균보다 큰 것으

로 나타났다. 하지만 이상의 결과는 사용하고 있는 데이터상의 한계로 보유세 부담의 과소추정, 무주택자표본 누락 등으로 인해 추정의 편이가 발생하고 있음에 유의해야 한다.

마. 세부담(재산세)에 미친 영향

2022년 현실화 계획 수정(가상 시나리오)이 2023~2035년 재산세(주택분)에 미치는 영향을 추정한 결과, 계획 수정으로 인한 세부담 감소는 2030년 약 2.5조원으로 최고치에 도달한 이후 2035년 2조원가량 세부담이 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 2022년 기준 단독주택의 경우 공동주택보다 공시가격 현실화율이 크게 낮은 수준이며 저가주택의 경우 유형간 격차가 보다 심한 것으로 나타났다. 이로 인해 불가피하게 2040년까지 저가 단독주택의 현실화율 제고 폭이 상대적으로 가파를 것으로 예상된다.

2. 정책시사점 및 제언

보유세 부담은 주택가격 안정화 수단으로 빈번하게 활용되고 있다. 「종합부동산세법」 제1조에서는 “고액의 부동산 보유자에 대하여 종합부동산세를 부과하여 부동산보유에 대한 조세부담의 형평성을 제고하고, 부동산의 가격 안정을 도모함으로써 지방재정의 균형발전과 국민경제의 건전한 발전에 이바지함을 목적으로 한다.”²⁸⁾라고 명시되어 있어 종부세를 주택가격 안정화 수단으로 사용하도록 되어 있다. 공시가격 현실화율 제고는 주택의 시세가 동일하더라도 종합부동산세, 재산세의 과세표준이 되는 공시가격을 인상시킴으로써 보유세 부담 증가를 야기하였으며 2021년은 주택 시세 증가, 공시가격 현실화율 제고, 세율 증가 등의 복합요인으로 보유세 부담이 크게 증가하였다.

하지만 실증분석 결과 공시가격 현실화율 제고를 통한 세부담 증가는 이

28) 법제처, 국가법령정보센터, 「종합부동산세법」, <https://www.law.go.kr/법령/종합부동산세법>, 검색일자: 2022. 10. 3.

시기에 주택가격 상승을 안정화시키는 데에는 기여하지 못한 것으로 나타났다. 오히려 다수의 가격대에서 공시가격 인상은 주택매매가격을 인상시키는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 보유세 부담 증가를 통한 가격 안정화 효과(① 보유세 부담 효과)보다는 ② 기준가격 효과²⁹⁾가 더 큰 것으로 나타났으며, 이로 인해 공시가격 정보 공개 이후 실거래가가 공시가격의 서열에 맞춰 재정비되는 효과³⁰⁾가 실증분석 결과로 도출되었다.

세부담이 크게 증가하더라도 시장 참여자들이 향후 주택가격의 상승을 기대하고 있는 경우, 이로 인한 자본이득의 기댓값이 세부담 증가보다 더 클 수 있어 세부담 증가의 주택가격 안정화에 미치는 영향은 제한적일 가능성이 있다.

이와 더불어 증가한 세부담은 통계적으로 유의하게 세입자에게 일부분이 전가되는 것으로 추정되었으며, 「주택소유통계」 미시데이터를 분석한 결과 세부담이 증가하는 경우 다주택자는 주택소유 수를 줄이는 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다.

본 연구는 다양한 실증분석 결과를 기반으로 조세부담을 통해 주택가격에 영향을 미치고자 하는 시도는 그 효과가 제한적이며 통계적으로 유의하게 나타나지 않고, 세부담 전가 등의 부작용이 발생할 수 있으므로 보다 신중하게 접근해야 함을 권고한다. 또한 공시가격 현실화를 제고는 공시가격이 적정가격을 반영하고 균형성을 제고하기 위한 목적으로 추진되고 있으며 실증분석 결과 정책이 의도한 긍정적인 측면에서의 개선이 다수 발견되었다. 하지만 공시가격 현실화 계획은 조세정책이 아님에도 불구하고 세금부담에 큰 영향을 미치고 주택시장에도 다양한 측면(매매가격, 전세 임대가격, 보유세 부담 등)에서 영향을 줄 수 있다는 점을 유념할 필요가 있다.

현재의 공시가격 현실화 계획은 최종 현실화를 목표수준을 설정하고 유형에 따라서는 10년 이상의 장기간에 걸쳐 목표치에 도달하도록 계획되어 있다.

29) 동일지역 유사가격대 다수의 주택에서 공시가격 공지를 통해 주택 간의 서열(order)을 형성한다.

30) 타 주택과 비교하여 공시가격이 높은 주택의 매도 호가를 상승시키고, 이로 인해 매매가격이 증가하는 기준가격효과 경로가 작동한다.

하지만 이와 같은 장기계획은 경제 위기, 부동산시장 활황 및 불황 등 변화하는 여건을 고려하지 못하고 예외적인 상황에 유연하게 대처하지 못하는 문제를 내포하고 있다. 따라서 향후 새로운 현실화 계획 수립 시에 예외적인 상황에 대비한 탄력장치를 마련하는 방안, 또는, 예를 들어, 5년 단위 중기 계획을 수립하고 이와 같은 중기계획을 3년마다 재검토하는 등 현재보다는 단기적으로 계획을 수립하고 검토할 필요성에 대해서도 논의가 필요하다.

참고문헌

- 관계부처 합동, 「주택시장 안정대책」, 2018. 9. 13.
- 국토교통부, 「부동산 공시가격 현실화 계획」, 보도자료, 2020. 11. 3.
_____, 『부동산 가격 공시에 관한 연차보고서』, 2020a.
_____, 『부동산 가격공시 제도의 개선방향 연구(I)』, 2020b.
_____, 「2021년 공동주택 공시가격(안) 열람」, 보도자료, 2021. 3. 15.
- 국세청, 「국세통계」, 각 연도.
- 국토연구원, 「부동산 공시가격 현실화 로드맵 수립방안 연구」, 2020.
- 노민지·유선중, 「토지의 수직적·수평적 과세평가 형평성에 관한 연구」, 『국토연구』, 제81권, 2014, pp. 21~33.
- 송경호, 『공시가격 현실화 계획 수정·보완』, 국토교통부, 2023(출판 예정).
- 송경호·권성오, 『정부의 부동산 정책이 주택시장에 미친 영향 분석: 서울 주택시장, 8.2 대책, 9.13 대책을 중심으로』, 한국조세재정연구원, 2020.
- 우석진·전병힐, 「종합부동산세가 전세가격에 미치는 효과: 준자연적 실험으로부터의 증거」, 『재정학연구』, 제2권 제2호(통권 제61호), 2009, pp. 87~119.
- 이형찬·송하승·이윤상·고영화·송경호·최현수, 『부동산 공시가격 현실화 로드맵 수립방안 연구』, 국토연구원, 2020.
- 정수연, 「주택공시가격 불형평성과 공시가격 산정방법의 관계: 실거래반영률의 균일성을 중심으로」, 『감정평가학논집』, 제18권 제1호, 2019, pp. 101~131.
- 제20대 대통령직인수위원회, 「윤석열정부 110대 국정과제」, 2022. 5.
- 진동석·최운수·김재명·윤하수, 「공시지가의 형평성에 관한 연구」, 『지적과 국토정보』, 제50권 제2호, 2020, pp. 133~153.
- 진장익·김단야, 「서울시 아파트 실거래가와 공시가격의 차이에 불형평성이

- 존재하는가? 부동산 빅데이터를 활용한 실증연구, 『국토계획』, 제55권 제4호, 2020, pp. 117~130.
- 최승문·신상화, 『부동산 보유세의 세부담 및 경제적 효과 분석』, 한국조세재정연구원, 2018.
- 통계청, 「주택소유통계」, 각 연도.
- _____, 「행정자료를 활용한 「2020년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2021. 11. 16.
- _____, 「행정자료를 활용한 「2019년 주택소유통계」 결과」, 보도자료, 2020. 11. 17.
- 허등용, 「과표현실화가 주택관련 재산세의 가구 특성별 세부담 및 지역별 세수에 미치는 영향」, 『재정학연구』, 제11권 제3호, 2018, pp. 1~45.
- 행정안전부, 「지방세통계」, 각 연도.
- 홍원철·정준호·서광채, 「단독주택 과세평가의 수직적 형평성 분석」, 『감정평가학논집』, 제15권 제3호, 2016, pp. 23~44.

- Hodge, Timothy R., Daniel McMillen, Gary Sands, and Mark Skidmore, “Assessment Inequality in a Declining Housing Market: The case of Detroit,” *Real Estate Economics*, 45(2), 2016, pp. 237~258.
- Kochin, Levis A. and Richard W. Parks, “Vertical equity in real estate assessment: A fair appraisal,” *Economic Inquiry*, 20(4), 1982, pp. 511~532.

〈웹사이트 자료〉

- 국세청, <http://nts.go.kr/> 검색일자: 2022. 10. 3.
- _____, 「국세통계」, “7.2.1 주택분 종합부동산세 현황,” https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=133&tblId=TX_13301_A063&conn_path=I3, 검색일자: 2020. 10. 5.
- _____, 「종합부동산세 세율」, <https://www.nts.go.kr/nts/cm/cntnts/cntntsView>.

- do?mi=2354&cntntsId=7736, 검색일자: 2022. 10. 3.
- 국토교통부, 「실거래가 공개시스템」, <https://rt.molit.go.kr>, 검색일자: 2022. 10. 2.
- 법제처, 국가법령정보센터, 「종합부동산세법」, <https://www.law.go.kr/법령/종합부동산세법>, 검색일자: 2022. 10. 2.
- 위택스, 「재산세」, <https://www.wetax.go.kr/main/?cmd=LPEPJAMain>, 검색일자: 2022. 10. 3.
- 한국부동산원, 「아파트 전세 실거래가격지수」, 「아파트 수급 동향 지수」, <https://www.reb.or.kr>, 검색일자: 2022. 10. 2.
- 행정안전부, 「지방세통계」, “9-2-3. 주택과세현황,” https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=110&tblId=TX_11007_A664&conn_path=I3, 검색일자: 2020. 10. 5.
- OECD, Stat, <https://stats.oecd.org/>, 「Revenue Statistics」(각 국가별), <https://www.reb.or.kr>, 검색일자: 2022. 10. 2.

부 록

〈부표 1〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 4~6월 기준)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	.0000145 (.00487)	.0520*** (.0118)	.0471 (.0286)	.0818** (.0409)	.250*** (.0814)
실거래가 증가율(%)	-.0173** (.00846)	-.177*** (.0135)	-.137*** (.0282)	-.218*** (.0589)	-.272*** (.0889)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,938,765	780,601	271,493	83,002	108,728
adj. R-sq	.995	.969	.944	.942	.992

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	-.0000217 (.00485)	.0562*** (.0117)	.0505* (.0293)	.0687* (.0395)	.0939 (.0699)
실거래가 증가율(%)	-.0160* (.00842)	-.176*** (.0134)	-.136*** (.0282)	-.207*** (.0569)	-.00235 (.0488)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,938,765	780,601	271,493	83,002	108,728
adj. R-sq	.995	.969	.944	.944	.996

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 2〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 5~7월 기준)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	-0.0009 (.0048)	.0168 (.0127)	.0519* (.0265)	.0905** (.0374)	.1301** (.0598)
실거래가 증가율(%)	-0.0141 (.0106)	-.1230*** (.0137)	-.1104*** (.0280)	-.1820*** (.0466)	-.1802*** (.0456)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,948,021	740,499	260,200	73,596	88,437
adj. R-sq	0.996	0.971	0.946	0.957	0.992

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	-.0013 (.0047)	.0238* (.0125)	.0554** (.0276)	.857** (.0359)	.0083 (.0648)
실거래가 증가율(%)	-.0135 (.0106)	-.1203*** (.0136)	-.1092*** (.0281)	-.1728*** (.0454)	-.1042* (.0586)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,948,021	740,499	260,200	73,596	88,437
adj. R-sq	0.996	0.972	0.946	0.958	0.995

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 3〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 6~8월 기준)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	-.00912** (.00460)	.0110 (.0110)	.0413* (.0242)	.0582 (.0391)	.0373 (.0551)
실거래가 증가율(%)	-.00818 (.0110)	-.0792*** (.0144)	-.0670* (.0281)	-.0398 (.0333)	-.144** (.0575)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,977,940	742,790	263,846	74,584	90,309
adj. R-sq	.996	.973	.948	.955	.992

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	-.00936** (.00458)	.0151 (.0113)	.0418* (.0246)	.0512 (.0380)	-.0384 (.0747)
실거래가 증가율(%)	-.00770 (.0109)	-.0772*** (.0147)	-.0699** (.0283)	-.0325 (.0320)	-.0859 (.0541)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,977,940	742,790	263,846	74,584	90,309
adj. R-sq	.996	.973	.949	.957	.994

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 4〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 7~9월 기준)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	-.00646 (.00479)	-.00180 (.0112)	-.00482 (.0211)	-.0433 (.0397)	-.00389 (.0590)
실거래가 증가율(%)	-.0101 (.00646)	-.0144 (.0117)	-.000996 (.0181)	.0281 (.0324)	-.0761 (.0605)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,840,555	682,026	249,158	73,179	76,814
adj. R-sq	.996	.975	.953	.954	.991

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	-.00868* (.00450)	-.000717 (.0109)	-.0116 (.0166)	-.0230 (.0344)	-.0911 (.0657)
실거래가 증가율(%)	-.00943 (.00720)	-.0115 (.0140)	.0490** (.0238)	-.0175 (.0480)	.0579 (.0757)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,840,555	682,026	249,158	73,179	76,814
adj. R-sq	.996	.975	.954	.956	.993

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 5〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 8~10월 기준)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	.00454 (.00664)	-.0106 (.0115)	-.0246 (.0239)	-.0664 (.0427)	.0516 (.0823)
실거래가 증가율(%)	-.0299*** (.00909)	-.00233 (.0157)	.0378 (.0229)	.0495 (.0315)	-.0996* (.0561)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,716,078	638,417	230,713	68,211	65,775
adj. R-sq	.996	.974	.955	.948	.991

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	.00405 (.00665)	-.00661 (.0121)	-.0159 (.0247)	-.0612 (.0427)	.0562 (.0831)
실거래가 증가율(%)	-.0299*** (.00895)	.000796 (.0152)	.0359 (.0225)	.0552* (.0307)	-.0911 (.0601)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,716,078	638,417	230,713	68,211	65,775
adj. R-sq	.996	.974	.955	.949	.995

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 6〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 9~10월 기준)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	.00989 (.00613)	-.0107 (.0121)	-.0490* (.0250)	-.0680 (.0483)	.315*** (.105)
실거래가 증가율(%)	-.0182** (.00835)	-.0192 (.0179)	.0565** (.0266)	.0546 (.0397)	-.210** (.0896)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,511,546	515,280	183,524	53,730	55,512
adj. R-sq	.996	.975	.960	.954	.993

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	.00963 (.00612)	-.00410 (.0131)	-.0475 (.0367)	-.0723 (.0462)	.170 (.119)
실거래가 증가율(%)	-.0184** (.00822)	-.0129 (.0166)	.0542** (.0267)	.0524 (.0395)	-.189** (.0852)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,511,546	515,280	183,524	53,730	55,512
adj. R-sq	.996	.975	.961	.955	.996

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 7〉 공시가격변동이 주택실거래가에 미친 영향
(주택가격대별, 10~12월 기준)

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
공시가격 증가율(%)	.00752 (.00889)	-.0410*** (.0150)	-.0397 (.0320)	.00756 (.0686)	.136 (.128)
실거래가 증가율(%)	-.0113 (.00876)	-.0193 (.0234)	.0535* (.0316)	.00321 (.0637)	-.304** (.144)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,303,747	413,523	139,553	41,791	53,596
adj. R-sq	.996	.976	.964	.959	.994

$\beta \times 100$	종속변수: log(주택실거래가)				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
공시가격 증가율(%)	.00722 (.00887)	-.0331 (.0267)	-.0532 (.0325)	.0102 (.0688)	-.000759 (.152)
실거래가 증가율(%)	-.0116 (.00867)	-.0122 (.0215)	.0521* (.0313)	.00676 (.0642)	-.0889 (.105)
가격대별	3억원 미만	3~6억원	6~9억원	9~12억원	12억원 이상
공시가격 증가율별 표본구분	> 0	> 0	> 0	> 0	> 0
시군구별×월별	0	0	0	0	0
가격대별×월별	0	0	0	0	0
Obs.	1,303,747	413,523	139,553	41,791	53,596
adj. R-sq	.996	.976	.964	.961	.997

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 8〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향
(3~5월)~(6~8월)

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율(%)	.1174*** (.0338)	.0914** (.0383)	.1043** (.0437)	.0958** (.0446)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월		0		0
Obs.	150,059	150,059	150,059	150,059
adj. R-sq	.9643	.9653	.9672	.9683
$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율(%)	.1566* (.0846)	.1558* (.0852)	.1383 (.1425)	.1403 (.1438)
매매		.0117		-.0295
실거래가		(.0474)		.0577)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월	0	0	0	0
실거래가매칭표본	0	0	0	0
Obs.	54,218	54,218	54,218	54,218
adj. R-sq	.9836	.9836	.9873	.9873

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 9〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향
(4~6월)~(7~9월)

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격	.0716*	.0179	.0362	-.0135
증가율(%)	(.0398)	(.0397)	(.0593)	(.0508)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월		0		0
Obs.	143,661	143,661	143,661	143,661
adj. R-sq	.9661	.9676	.9688	.9692
$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격	.1349**	.1358**	.1578	.1649
증가율(%)	(.0672)	(.0679)	(.1123)	(.1142)
매매		.0061		-.0434
실거래가		(.0468)		(.0638)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월	0	0	0	0
실거래가매칭표본	0	0	0	0
Obs.	58,105	58,105	58,105	58,105
adj. R-sq	.9842	.9843	.9880	.9881

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 10〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향
(5~7월)~(8~10월)

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율(%)	.0514 (.0395)	-.0094 (.0415)	.0327 (.0579)	-.0408 (.0531)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월		0		0
Obs.	155,291	155,291	155,291	155,291
adj. R-sq	.9672	.9679	.9701	.9712
$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율(%)	-.0262 (.0509)	-.0285 (.0504)	.0000 (.0656)	-.0000 (.0650)
매매		.0330		.0006
실거래가		(.0429)		(.0473)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월	0	0	0	0
실거래가매칭표본	0	0	0	0
Obs.	71,072	71,072	71,072	71,072
adj. R-sq	.9839	.9840	.9869	.9870

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 11〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향
(6~8월)~(9~11월)

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율(%)	.0373 (.0374)	.0075 (.0385)	.0479 .0514	.0021 .0504
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월		0		0
Obs.	165,339	165,339	165,339	165,339
adj. R-sq	.9671	.9679	.9701	.9710
$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율(%)	-.0103 (.0599)	-.0119 (.0595)	.0644 (.0789)	.0606 (.0782)
매매		.0726*		.0824*
실거래가		(.0391)		(.0437)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월	0	0	0	0
실거래가매칭표본	0	0	0	0
Obs.	81,709	81,709	81,709	81,709
adj. R-sq	.9832	.9835	.9851	.9854

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 12〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향
(7~9월)~(10~12월)

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격	.0320	.0273	.0131**	.0946
증가율(%)	.0346	.0389	(.0480)	(.0593)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월		0		0
Obs.	180,520	180,520	180,520	180,520
adj. R-sq	.9621	.9629	.9641	.9648
$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격	.0228	.0198	.1032	.1012
증가율(%)	.0539	.0538	(.0774)	(.0772)
매매		.0708**		.0745*
실거래가		(.0358)		(.0423)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월	0	0	0	0
실거래가매칭표본	0	0	0	0
Obs.	88,412	88,412	88,412	88,412
adj. R-sq	.9802	.9803	.9820	.9824

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

〈부표 13〉 공시가격이 전세가격에 미친 영향
(1~3월)~(4~6월)

$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
공시가격 증가율(%)	.0073 (.0340)	.0181 (.0367)	.0143 (.0437)	.0184 (.0439)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월		0		0
Obs.	153,363	153,363	153,363	153,363
adj. R-sq	.9591	.9600	.9638	.9640
$\beta \times 100$	종속변수: log(전세가격)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
공시가격 증가율(%)	.0272 (.0132)	.0300 (.1321)	.0394 (.1941)	.0393 (.1943)
매매		.0514		.0029
실거래가		(.0575)		(.0675)
고정효과				
시군구×월	0	0		
읍면동×월			0	0
가격대×월	0	0	0	0
실거래가매칭표본	0	0	0	0
Obs.	37,527	37,527	37,527	37,527
adj. R-sq	.9861	.9864	.9901	.9902

주: 1. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.01

2. () 안의 값은 개별주택단위(ID) 군집화된(clustered) 표준편차

자료: 저자 작성

공시가격 현실화가 주택시장에 미친 영향: 보유세, 매매가격 및 임대가격, 주택 보유에 미친 영향을 중심으로

송경호

본 연구에서는 주택 공시가격 현실화 계획 추진 현황을 점검하고 공시가격 변동이 주택시장에 미친 영향을 다각도로 분석하였다. 공시가격 현실화 계획 추진 이후 부동산 유형별·시세수준별 시세반영률 편차가 축소되고 있으며, 저가주택 구간에서 나타나던 공시가격 현실화율의 역진성도 완화되고 있는 것으로 나타났다. 또한 동일한 가격대 내의 공시가격 현실화율의 편차도 축소되는 개선이 이뤄지고 있는 것을 확인하였다. 공시가격 변동이 주택시장에 미친 영향을 분석한 결과, 주택 매매가격은 새롭게 공시된 공시가격을 매매의 기준가격으로 활용하여 공시가격이 높은 경우 실거래가도 이에 맞춰 상승하는 것으로 나타났다. 또한 공시가격 상승으로 인해 세부담이 증가하는 경우 일부가 세입자에게 전가되는 현상도 관측되었다.

The impact of the realization of published housing prices on the housing market: focusing on the impact of property tax, sales and rental prices, and housing ownership

Kyungho Song

This paper reviews the current status of the realization of published housing prices and analyze the various impacts of changes in published prices on the housing market. Since the plan for realization of the published-price took effect, the deviation in the realization rate by real estate type and price level has been reduced. I also find that the regressiveness of the realization rate, which appeared in relatively inexpensive housing price, was alleviated recently. In addition, it was confirmed that the deviation of the realization rate within the same price range was also reduced. As a result of analyzing the impact of changes in published-prices on the housing market, this paper shows that the newly announced published-prices are used as the standard price for trading. In other words, when the published-prices are high, the actual transaction prices -- after the published-prices are announced -- also increased accordingly. This paper also statistically observes that when the property tax burden increases due to the increase in the published-price, some of it is passed on to the tenant.

저자약력

송경호

연세대학교 경제학과 졸업
한국은행 경제통계국
미국 Michigan State University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

자료 수집 및 정리

박진우 한국조세재정연구원 연구원

연구보고서 22-13

공시가격 현실화가 주택시장에 미친 영향 : 보유세, 매매가격 및 임대가격, 주택 보유에 미친 영향을 중심으로

발행	행	2022년 12월 30일
저자	자	송경호
발행인	인	김재진
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(대)
홈페이지	지	www.kjpt.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	14,000원
조판 및 인쇄	일지사	
I S B N		979-11-6655-193-2

© 한국조세재정연구원 2022 * 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

본 보고서는 친환경 용지를 사용하여 인쇄되었습니다.