국토연구 제125권(2025. 6): pp.41~56 http://dx.doi.org/10.15793/kspr.2025.125..003

보유세가 과세기준일 전후 주택거래량에 미치는 영향

Impact of Property Tax on Housing Transaction Volume before and after the Tax Base Date

이석희 Lee Seok Hee*, 김우철 Kim Woocheol**

Abstract

The taxpayer of property tax depends on when the completion of the housing transaction was made before and after the tax base date of property tax. Focusing on these characteristics, this study constructed a theoretical model and empirically analyzed changes in housing sales volume before and after the tax base date from the perspective of tax burden transfer. The main achievements of the study are as follows. First, a theoretical model was established for the pattern of housing transactions before and after the property tax base date using the Nash negotiation model from the perspective of tax transfer. Second, the theoretical model was proved by empirically revealing the threshold effect that the transaction volume was small before the tax base date and the transaction volume increased after the tax base date. Third, as the property tax was strengthened, the fluctuations in transaction volume before and after the tax base date intensified. It can be interpreted that the temporary market distortion has intensified due to the transfer of property tax.

Keywords: Property Tax, Tax Base Date, Transfer of Tax Burden, Transaction Volume

Ⅰ. 서론

주택 관련 세금 중 취득세와 양도소득세는 주택의 취득 또는 처분 행위를 한 자에게 과세를 하지만 보유세는 특정 행위가 아닌 과세기준일인 6월 1일에 주택을 보유하고 있는 자에게 과세하는 특징이 있다.[1)] 주택을 매도 또는 매수하고자 하는 입장에서는 거래완료를 과세기준일 전에 했는지 또는 후에 했는지에 따라 납세자가 달라진다. 즉 주택 매매거래의 당사자는 거래시점의 조정 또는 협상을 통해 보유세를 전가할 수 있게 된다. 이러한 보유세의 특성은 주택 매매시장에 영향을 줄 수 있으며, 특히 보유세 전가 과정에서 과세기준일 전후 시점의 주택매매 거래량은 변동이 있을 것으로 예상된다.

하지만 보유세가 주택시장 거래량에 미치는 영향을 과세기준일 관점에서 분석한 연구는 보고된 바가 없다. 보유세 변화가 주택거래량의 장단기적 변화에 미치는 영향을 분석한 연구는 일부 있지만 미미한 수준이며, 주로 주택가격에 미치는 영향을 중심으로 연구가 진행되어 왔다. 이는 보유세 실효세율이 낮아

* 한국부동산원 부연구위원(국토교통부 전문위원)(제1저자) | Associate Research Fellow, Korea Real Estate Board | Primary Author | sirking_lee@uos.ac.kr

** 서울시립대학교 세무학과 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Taxation, Univ. of Seoul | Corresponding Author | sunrise@uos.ac.kr

1) 보유세(재산세, 종합부동산세) 납세의무자는 「지방세법」 제107조와 종합부동산세 제7조(주택)에 의거 과세기준일 현재 재산을 사실상 소유하고 있는 자(매매계약을 한 자가 아님)로 하며, 과세기준일은 「지방세법」 제114조에 따라 매년 6월 1일로 함.

www.kci.go.kr

과세기준일 전후 시장 변화를 포착하기 어렵기 때문인 것으로 보인다. 다만 취득세와 양도소득세가 거래량에 미치는 영향을 고려할 때 보유세 역시 주택거래량에 영향을 미치고 있을 것으로 예상된다.

따라서 본 연구는 보유세가 과세기준일 전후의 주택거래량에 미치는 영향을 이론적으로 검토하고 이를 실증분석한다. 보유세의 과세기준일 전후 거래량 영향을 이론적으로 살펴본다는 측면에서 학술적으로 공헌할 것으로 보이며, 종합부동산세가 2018년 이후 지속적으로 개정[2]되었다는 점에서 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

본 연구는 2장에서 보유세가 과세기준일 전후의 주택거래량에 미치는 영향을 이론적으로 검토하였으며, 3장에서 분석 대상과 방법론을 설정하였다. 4장에서는 데이터를 구축하여 탐색적으로 살펴보고, 5장에서 실증분석을 하였다.

Ⅱ. 이론 고찰 및 선행연구 검토

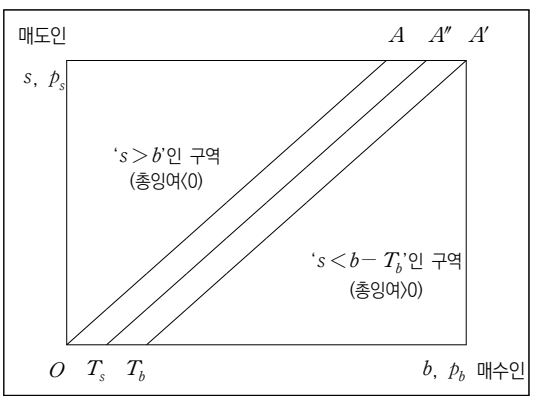
과세기준일 특성에 따른 납세자의 의사결정을 고려하여 보유세가 주택매매 거래량에 미치는 영향을 이론적으로 살펴본 후 관련 선행연구를 검토하였다.[3]

1. 과세기준일 전후의 주택시장 변화 모형 구축

1) 세금을 고려하지 않은 거래량 모형

우선 보유세 과세 전의 상황을 가정하여 이론적으로 검토하였다. 매도인(seller)의 (하한)유보가격 및 매수인(buyer)의 (상한)유보가격을 각각 s, b라 하고, 매매 당사자 간 협상에 의해 결정되는 거래가격을 p라 하면, 매수인의 잉여(surplus) S_b는 $b-p$가 되고 매도인의 잉여 S_s는 $p-s$가 된다. 매도인과 매수인의 잉여가 0 이상이 되는 $b-s \geq 0$ 조건일 때 거래가 이루어지게 되며, 기하학적으로는 〈그림 1〉에서 원점을 지나는 45도 선 아래 부분의 유보가격 조합(b,s)이 거래로 이어진다.

그림 1 과세기준일 전후의 유보가격 조합별 총잉여



이때, 주택 거래가격이 내쉬협상(Nash bargain)에 의해 결정된다고 가정하면[4], 주택 거래가격(p)은 매도인 및 매수인의 유보가격, 매도인의 협상력 가중치(β), 매수인의 협상력 가중치$(1-\beta)$의 함수이며 $(0 \leq \beta \leq 1)$, Cobb-Douglass 형태의 목적함수 $\beta \ln(p-s)+(1-\beta)\ln(b-p)$가 극대화되는 수준에서 결정된다.

2) 세율은 2018년까지 최고 2%였으나, 2019년부터 보유 주택 수에 따라 최고 2.7% 또는 3.2%로 인상되었고, 2021년부터는 최고 3% 및 6%로 인상됨. 이후 2023년부터 2.7% 및 5%로 인하됨. 공정시장가액비율은 2018년까지 80%였으나, 2019년 85%, 2020년 90%, 2021년 95%로 인상되었고, 2022년부터 60%로 완화됨. 보유기간 세액공제는 2019년에 최대 40%에서 최대 50%로 확대되었고, 2021년에 고령자 세액공제가 최대 30%에서 최대 40%로 확대되면서 세액공제도 최대 80%로 확대됨.

3) 이론적 모형 검토는 이석희(2025) 연구를 기초로 하였음.

4) 내쉬균형은 전략적 상호작용, 비협조적 의사결정, 다자간 영향 분석 등을 다루기 때문에 조세 회피(tax avoidance)와 관련된 많은 연구에 활용되고 있음(Gamannossi and Rablen 2017; Halkos, Papageorgiou, Halkos and Papageorgiou 2020).

www.kci.go.kr

이상의 과정을 거쳐 거래가 이루어지는 유보가격 조합은 매매 협상이 타결될 때 45도 선OA로 이동하여 거래가격이 성립하며, 이때 매도인 및 매수인의 거래가격은 각각 P_s와 P_b가 된다. 보유세 부과가 없는 상황을 가정하였기 때문에 매매 당사자 간 거래가 이루어지는 명목계약선($P_s = P_b$)은 곧 실질계약선이 된다.

2) 세금을 고려한 거래량 모형

(1) 과세기준일 전후의 거래량

보유세 부과 상황에서는 거래가 이루어지는 유보가격 조합이 일부 달라진다. 매도자의 양도소득세는 보유기간에 따라 장기보유특별공제율이 달라지지만, 연 단위로 달라지는 점을 고려하여 매매거래에 미치는 영향은 없다고 가정한다. 과세기준일 이전 거래는 매수자가 보유세(T_b)를 납세해야 하기 때문에 매수자의 실질계약선($p_b = p + T_b$)은 선OA가 매수자 축인 X축으로 T_b만큼 이동한 선T_bA'가 된다. 선OA 상단 및 사다리꼴$OAA'T_b$은 각각 총잉여가 $b-s<0$, $b-T_b-s<0$으로 음(-)이기 때문에 해당 구역의 유보가격 조합은 거래가 이루어질 수 없으며, 선T_bA' 하단은 총잉여($b-T_b-s \geq 0$)가 양(+)이기 때문에 해당 유보가격 조합은 거래가 이루어진다. 따라서 사다리꼴$OAA'T_b$ 구간은 보유세 부과로 인한 자중손실(dead loss)로서 해당 구역 면적만큼 거래량이 감소한다. 또한 매도인과 매수인의 명목계약선은 선OA이나, 보유세로 인해 매수인의 실질계약선은 선T_bA'로 바뀌게 된다.

과세기준일 이후 거래가 될 경우 보유세 납세자가 매도인이 되고 보유세 규모도 일부 차이가 발생하면서 모형이 일부 달라진다. 매도인은 매수인과 달리 보유세 부과액이 적다. 종합부동산세의 경우 세액공제가 있으며, 주택 소유자가 만 60세 이상일 경우 최대 40%까지, 보유기간이 5년 이상일 경우 최대 50%까지 공제되기 때문이다.[5] 따라서 매도인은 매수인이 부과받는 T_b 이하의 세액(T_s)이 부과되고, 매도인의 실질 거래금액은 선T_sA''가 된다.

이에 따라 매매 당사자의 실질 거래금액은 과세기준일 전후로 차이가 발생한다. 매도인의 수령금액은 과세기준일 이전 거래 시 p이나 과세기준일 이후 거래 시 $p-T_s$가 되고, 매수인의 지불금액은 과세기준일 이전 거래 시 $p+T_b$이나, 과세기준일 이후 거래 시 p가 된다. 각자에게 부과되는 보유세만큼 실질 거래금액의 차이가 발생하나, 매수인의 실질 거래금액의 차이가 매도인 대비 상대적으로 다소 크다. 따라서 과세기준일 전후 거래량 차이가 일부 발생할 것으로 판단된다.

(2) 과세기준일 인근의 거래량

정리하면 과세기준일 이전은 매수인이 납세를 하기 때문에 매수인의 실질 지급 거래금액은 보유세를 합한 금액이 되고($p_b = p + T_b$), 매도인의 거래금액은 매수인으로부터 받은 금액과 같다($p_s = p$). 이때 매매 당사자의 총잉여가 최대가 되게 하는 목적함수(S_1)는 $\beta\ln(p-s)+(1-\beta)\ln(b-p-T_b)$가 된다. 반대로 과세기준일 이후는 매도인이 납세를 하기 때문에 매도인이 실질적으로 수령하는 거래금액은 보유세를 차감한 금액이 되고($p_s = p-T_s$), 매수인의 거래금액은 $p_b = p$가 된다. 이때 매매 당사자의 총잉여가 최대가 되게 하는 목적함수(S_2)는 $\beta\ln(p-T_s-s)+(1-\beta)\ln(b-p)$가 된다.

거래 완료 예정일이 과세기준일과 먼 2월, 9월 등

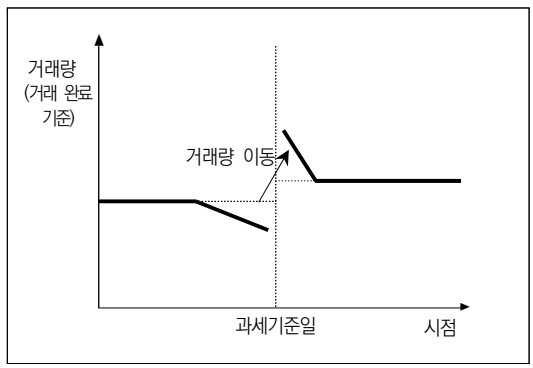
5) 연령공제와 보유기간 공제 합산하여 최대 80%까지 세액공제됨.

www.kci.go.kr

시점의 유보가격 조합일 경우, 납세자가 확정된 것과 다름없기 때문에 2월 거래 완료 시의 납세자는 매수인이고, 9월 거래 완료 시의 납세자는 매도인이다. 하지만 과세기준일 인근에서 소유권이 이전되는 경우에는 세부담 전가를 위해 거래 완료 시점과 관련하여 매도인과 매수인 간 치열한 협상이 있을 것으로 예상되며, 그 시점을 예상하는 것은 어렵다. 다만 납세자가 협상력이 보다 높은 점을 고려할 때 과세기준일 이전 거래 시 거래금액(p)은 매도인 유보가격(s)에 가깝게 형성되고, 과세기준일 이후 거래 시 거래금액(p)은 매수인 유보가격(b)에 가깝게 형성된다. 즉 매도인 협상력 β와 보유세(T_b, T_s)에 따라 과세기준일 이후의 목적함수(S_2)가 과세기준일 이전의 목적함수(S_1)보다 클 가능성이 높다.[6] 따라서 과세기준일 직전에 거래를 계획했던 경우에는 일부분이 매도인·매수인의 총잉여 합이 큰 과세기준일 이후로 거래 완료 시점이 이동할 것으로 예상된다.

이상을 종합하면 소유권 이전 기준으로 과세기준일 이전의 거래량은 과세기준일 이후 대비 다소 적을 것으로 기대되며, 특히 과세기준일 직전의 거래는 상당 부분이 과세기준일 직후로 이동하는 문턱효과가 있을 것으로 판단된다. 따라서 과세기준일 직후는 거래량이 일부 집중될 것으로 예상된다(〈그림 2〉 참조).

그림 2 과세기준일 전후의 거래량 변화 추정



2. 선행연구 검토 및 본 연구의 차별점

주택 보유세가 주택시장에 미치는 영향에 관련한 연구는 가격 중심이다. 거래량 측면의 연구가 일부 있으나(박정현, 김형근 2018), 이는 전반적인 거래량에 미치는 영향을 분석한 것이며, 과세기준일 전후의 거래량 변화를 분석한 연구는 없다. 보유세 실효세율이 0.16%(윤영훈 2021)로 매우 낮아 관련 연구가 미진한 것으로 보인다.[7]

다만 보유세 특성 중 하나인 비연속적 세율이 주택시장에 미치는 영향에 대해서는 일부 밝혀졌다. 보유세 납세는 과세기준일 이전에 거래 완료 시 매수자가 납세해야 하고, 과세기준일 이후 거래 완료 시 매도자가 납세한다. 즉 보유세는 주택 매매시장의 매도인과 매수인 각각의 입장에서 거래가 언제 완료되는지에 따라 세금이 'all or nothing'인 비연속적 세율이 적용되는 특징이 있다.

비연속적 세율이 주택시장에 미치는 영향에 대해서는 취득세와 양도소득세를 대상으로 한 연구가 있으며, 취득세 관련 연구는 주로 한국, 미국, 영국을 대상[8]으로 수행되었다(주만수, 김기명, 문환규, 김홍환 외 2015; 주만수, 윤성호 2016; 이석희, 전병욱

6) 과세기준일 이전 S_1의 첫 번째 항과 과세기준일 이후 S_2의 두 번째 항은 0에 수렴하기 때문에 S_1의 두 번째 항과 S_2의 첫 번째 항을 비교하면 됨. 해당 항의 크기는 협상력과 보유세 크기로 결정되는데, 과세기준일 이후의 보유세 규모가 다소 적은 측면과 주택 매매시장은 완전경쟁시장이 아닌 공급자 중심(장기적 가격 상승) 시장인 점을 고려할 때 과세기준일 이후의 총잉여가 상대적으로 클 가능성이 높음.

7) 양도차익 대비 양도소득세 비율은 약 2%(이선화, 이삼호, 이동식, 양진혁 2022; 이삼호 2022)인 점과 취득세 세율은 취득가격 대비 1~3%(부가세 제외)인 점을 고려할 때 보유세의 실효세율은 매우 낮은 수준.

8) 한국은 2019년까지 주택가격에 따라 취득세 세율이 1%, 2%, 3%였으며, 영국의 stmap duty land tax는 1%, 3%를 부과. 미국 뉴욕주 및 뉴저지주의 mention tax는 0%, 1%의 세율을 부과. 세 나라 모두 취득세가 단순비례세율 체계이기 때문에 주택가격에 따라 비연속적인 세율이 적용됨.

www.kci.go.kr

2020; Kopczuk and Munroe 2014; 2015; Slemrod, Weber and Shan 2017; Best and Kleven 2018). 선행연구에 따르면 비연속적인 취득세로 인해 세율 변곡점 위 가격에서 이루어져야 할 거래가 세율 변곡점 바로 아래의 가격으로 이전되는 거래량 왜곡 현상인 문턱효과(threshold effect)가 발생하는 것으로 확인되었다. 또한 양도소득세로 인한 거래량 변화인 동결효과(lock-in effect) 역시 많은 연구를 통해 증명되어 왔다(강성훈 2017; 김대원, 유정석 2014; 정홍일, 이현석 2012; 오예성, 이호진, 황세진 2020).

이상의 취득세 및 양도소득세 관련 연구를 고려할 때 보유세 역시 과세기준일 전후의 거래량에 영향을 줄 것으로 예상된다. 하지만 보유세로 인한 과세기준일 전후의 주택거래량 변화에 관해서는 연구된 바가 없다. 따라서 이번 연구는 보유세 과세기준일 전후의 주택거래량에 대한 이론적 모형을 제시하는 점과 이를 실증적으로 확인한다는 측면에서 시사하는 바가 있을 것으로 판단된다.

Ⅲ. 분석 대상 및 방법론

1. 분석 대상

보유세의 주택시장 영향을 보다 효과적으로 관측하기 위해 분석 대상은 고가 대단위 아파트 단지로 설정하였다. 주택 전체의 보유세 실효세율이 낮은 점을 고려하여 비교적 세율이 높은 종합부동산세가 부과되는 아파트 단지 중심으로 분석 대상을 설정하였다. 종합부동산세의 경우 최고세율이 2.7% 또는 5%이기 때문에 주택거래량에 미치는 영향이 클 것으로 판단되기 때문이다. 또한 거래가 빈번하지 않은 주택의 특성을 고려하되 월 단위의 거래량을 분석하기 위해 비교적 월별 거래량 변화를 포착하기 용이한 대단지 아파트를 분석 대상으로 하였다.

이상의 조건을 고려하여 KB부동산에서 제공하는 'KB선도아파트50[9]'을 참고하여 아파트 100개 단지를 선정하였다.[10] KB선도아파트는 시세총액 상위 아파트를 지칭하는데, 고가 대단지 아파트가 해당된다. 선도아파트 중 일부는 종합부동산세 과세대상이 아닌 아파트가 일부 포함되어 있지만, 주된 분석 대상인 종합부동산세 과세대상 아파트와 비교하는 측면에서 유의미한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

분석시기는 종합부동산세 과세가 강화된 시기 전후로 설정하였다. 종합부동산세 강화는 2018년 발표[11]되고 2019년부터 시행되었으며, 2022년에 과세완화가 발표되었다. 즉 과세가 강화된 2019년부터 2021년 사이인 3년이 주된 분석 대상이나, 객관적 분석을 위해 그 이전 시점인 2016년부터 2018년까지인 3년을 포함하여 총 6년간의 주택시장 변화를 분석하였다. 2022년 이후는 거래량이 적어 면밀한 분석을 위해 분석 대상에서 제외하였다.[12]

9) KB선도아파트50이란 전국 아파트 중 시세총액 상위 50개 단지를 의미하며, 고가이면서 대단지 아파트가 해당 목록에 포함.

10) KB선도아파트50에 해당되는 아파트 단지는 서울 중심인 점을 고려하여 6개 광역시 및 경기도의 시세총액 상위 아파트 단지를 포함하여 총 100개 아파트를 대상으로 설정. 시도별 단지 수는 서울 58개, 부산 10개, 대구 6개, 인천 5개, 광주 5개, 대전 3개, 울산 3개, 경기 10개.

11) '종합부동산세 개편방안' 발표(보도자료 2018.7.6.).

12) 서울 아파트 매매 거래량은 2016년부터 2021년까지 12.3만 건, 10.8만 건, 9.7만 건, 7.2만 건, 9.4만 건, 5.0만 건으로 해당 6년은 과세기준일 전후 대단지 아파트의 월별 가격 변화 포착이 용이할 것으로 보임. 2022년, 2023년의 매매 거래량은 1.5만 건, 2.7만 건.

www.kci.go.kr

2. 분석모형 및 과정

1) 분석모형

분석은 실거래자료를 이용하였으며 단지별 월 거래량을 산출한 후 월별 거래량 변화를 분석하였다. 다만 단지별로 특정 시점에 거래가 없는 경우가 많기 때문에 패널분석에 제한이 있어 합동회귀분석(pooled OLS)을 하였다. 분석모형의 설명변수는 크게 아파트 단지의 물리적 특성, 매매 당사자 협상력에 영향을 미치는 변수, 거래 시점으로 구성하였으며, 구체적인 변수구성은 다음과 같다.

첫째, 아파트 단지 고유의 특성을 나타내는 변수로는 매매 거래량에 직접적인 영향을 주는 아파트 단지 세대 수와 수요가 가장 많은 면적 유형을 고려하여 단지 내 전용 85㎡ 이하 세대 수의 비율, 평균거래가격 변수를 반영하였다.

둘째, 매매 협상력 변수로는 선행연구를 검토하여 주택가격 변화, 주택시장 심리, 정부정책 등을 대리변수로 설정하였다. 많은 연구(정주희, 김호철 2012; 박동하, 최막중 2018; 임재만, 임미화 2017)를 통해 주택가격과 거래량은 양(+)의 상관관계가 있는 점이 밝혀져 있기 때문에 변수로 반영하였다. 주택시장 뉴스, 소비심리지수 등의 심리적 요인은 주택가격 변화를 잘 설명하고 있는 것이 입증되어 왔으며(이재수, 박재수 2020; 정의철 2010), 주택거래량에 영향을 준다는 연구도 있다(임재만, 임미화 2017). 또한 선행연구에 의하면 양도소득세 규제, 금융 규제 등의 정부정책은 주택 매매 거래량에 영향을 준다. 오예성, 이호진, 황세진(2020) 연구에 의하면 양도소득세 규제강화는 통계적으로 유의하지는 않지만 강남3구의 아파트 매매량 감소에 영향을 주었다. 금융규제 측면에서는 최문규, 성현곤(2022) 연구는 주택담보대출 규제 시 매매거래량을 감소시키며, 특히 15억 초과 아파트에서 보다 유의한 거래량 감소를 보였지만, 정주희, 김호철(2014) 연구는 DTI 규제와 주택거래량의 관계는 크지 않음을 보이고 있다.

이상의 선행연구를 고려하여 공동주택 실거래가격지수 변동률과 주택매매시장 소비심리지수를 설명변수에 반영하였다. 정부정책은 거래량에 영향을 미치는 정책을 고려하여 선별하여 활용하였다. 부동산 관련 정부정책은 2017년부터 2021년까지 21회 이상 발표 및 시행되었다. 그중 동결효과(lock-in effect) 등에 따라 거래량에 영향을 준다고 알려진 양도소득세 개정, 금융규제 관련 정부정책을 고려하였다. 반면 분양가상한제 변경, 주택공급정책(3기 신도시 등), 재건축규제 등은 고려대상에서 제외하였다.

셋째, 거래 시점을 연도와 월로 구분하여 분석모형에 반영하였다. 다만 시점 조합을 고려하여 분석모형을 다양하게 설정하였으며, 분석과정에서 설명한다.

2) 분석과정

분석은 설명변수의 거래 시점을 어떤 방식으로 분석모형에 반영하는지에 따라 두 가지 방식으로 진행하였다. 첫 번째 방식은 과세기준일 전후의 거래량 변화를 파악하기 위해 월별 거래량 변화를 분석하였다. 분석모형의 종속변수는 거래량(V)으로 하였고, 설명변수는 아파트 단지의 특성 변수(C), 심리지수 등 주택 매도인의 협상력에 영향을 주는 변수(B), 거래 시점인 거래연도(Y, y)와 거래월(M, m)을 독립적인 변수로 구성하였다. 아파트 특성별 거래량 차이를 고려하여 아파트 단지(A, a)를 더미변수로 추가하였다. 각 변수는 자연로그로 치환하여 로그-로그 방식으로 분석하였으며, 회귀식은 아래와 같다.

$$\ln V_{aym} = \beta_0 + \beta_1 C_{aym} + \beta_2 B_{aym-1} + \beta_y Y_y + \beta_m M_m + \beta_a A_a + e_{aym}$$

www.kci.go.kr

더불어, 거래량을 단지 세대 수로 나눈 비율인 거래회전율을 종속변수로 구성한 모형을 설정하여 추가 분석하였다. 거래회전율은 거래량이 적은 단지와 거래량이 많은 단지를 표준화하여 분석하는 효과를 볼 수 있다.

두 번째 분석은 보유세 제도 변화에 따른 변화를 확인하기 위해 과세기준일 전후 거래량 차이의 연도별 변화를 분석한다. 분석모형은 앞의 분석방법과 대체적으로 동일하나 거래 시점 변수인 연도와 월을 독립적으로 설정하는 것이 아니라, 아래의 식과 같이 거래연월(T)을 하나의 변수로 설정하였다.

$$\ln V_{at} = \beta_0 + \beta_1 C_{at} + \beta_2 B_{at-1} + \beta_t T_t + \beta_a A_a + e_{at}$$

이를 통해 특정시점별 거래량 변화를 추정할 수 있고, 시점별 회귀계수의 차이 분석을 통해 연도별 거래량 변화를 확인할 수 있다.

Ⅳ. 데이터 구축 및 기초통계분석

1. 데이터 구축

실거래가격은 국토교통부의 실거래가 공개시스템(rt.molit.go.kr)을 이용하여 구축하였고, 아파트 단지 정보는 한국부동산원의 부동산테크 자료[13](rtech.or.kr)를 이용하였다. 또한 종합부동산세의 주택시장 영향을 검토하고 과세대상 여부 등을 파악하기 위해 주택공시가격 자료를 확보하였으며, 해당 자료는 공공데이터포털(data.go.kr)에서 제공하는 공공주택 공시가격정보를 활용하였다.

주택매매 협상력의 대리변수인 주택매매시장 소비심리지수는 국토연구원의 부동산시장 소비심리지수를 이용하였고, 실거래가격지수는 한국부동산원의 자료를 활용하였다. 두 자료 모두 통계청의 국가통계포털(kosis.kr)을 통해 자료를 구축하였다.

해당 자료를 기초로 전국 시세총액 상위 100개 아파트 단지의 데이터를 구축하였다. 이 중 거래가 매우 적은 타입인 펜트하우스 유형, 저층부의 테라스 유형, 특수 면적 유형은 거래량 분석의 정밀도를 저해할 수 있기 때문에 평소 거래가 활발하여 시세자료가 제공되는 297개 타입만 분석 대상으로 하였다. 실거래가격 자료를 기준으로 공동주택공시가격 자료와 시세자료를 결합한 결과 최초 정비된 데이터는 총 3만 6,530건이다. 이 중 계약해제된 거래를 제거하고, 이상치라 할 수 있는 거래도 시세를 이용하여 제거하였다.[14] 이상의 과정을 거쳐 총 2만 7,201건의 자료가 추출되었다.

2. 기초통계분석

구축된 2만 7,201건의 거래량을 연도별로 보았을 때 2019년이 5,875건으로 거래량이 가장 많았으며, 그 뒤를 2017년(5,538건), 2016년(5,121건), 2020년(4,896건), 2018년(3,802건)이었다. 2021년은 가장 적은 1,969건의 거래가 있었다. 월별로는 6월의 거래량이 3,357건으로 가장 많으며, 7월(2,948건), 5월(2,896건) 등 순으로 나타났다. 2월의 거래량이 1,447건으로 가장 적었으며, 3월(1,550건), 1월(1,686건)이 그 뒤를 이었다(〈표 1〉 참조).

13) 부동산테크 자료는 NAVER부동산 등 민간에 제공되는 점, 주택금융공사의 보금자리론 등의 주택담보대출에 활용되는 점을 고려하면 신뢰성이 있는 자료라 할 수 있음.

14) 시세 대비 실거래가격의 비율을 분석하여 이상치라 볼 수 있는 가격시세비율 상·하위 1%에 해당하는 실거래가격 정보는 제외.

www.kci.go.kr

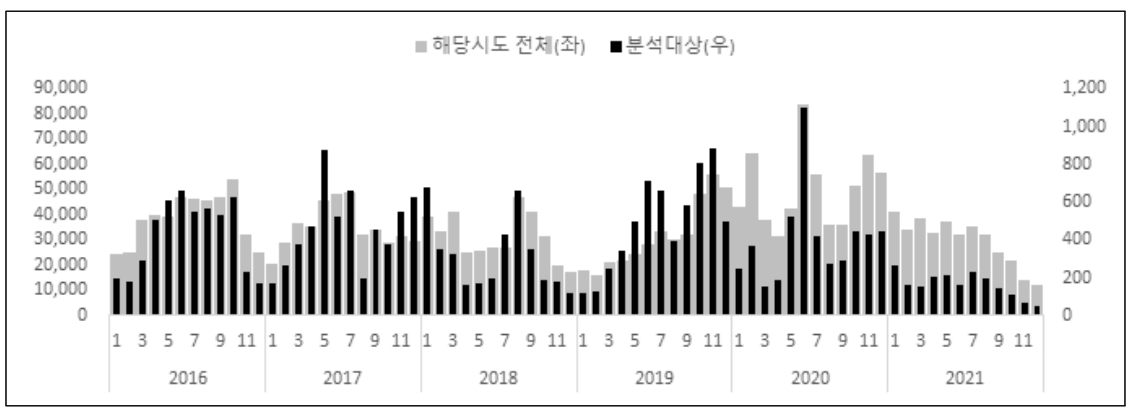
표 1 거래 연·월별 거래량

연도	거래량	구성비율	월	거래량	구성비율	월	거래량	구성비율
2016년	5,121	18.8%	1월	1,686	6.2%	7월	2,948	10.8%
2017년	5,538	20.4%	2월	1,447	5.3%	8월	2,292	8.4%
2018년	3,802	14.0%	3월	1,550	5.7%	9월	2,361	8.7%
2019년	5,875	21.6%	4월	1,876	6.9%	10월	2,551	9.4%
2020년	4,896	18.0%	5월	2,896	10.6%	11월	2,334	8.6%
2021년	1,969	7.2%	6월	3,357	12.3%	12월	1,903	7.0%
합계	27,201	100.0%	합계				27,201	100.0%

2016년부터 2021년까지 6년간의 월별 거래량은 급증과 급감이 주기적으로 발생하고 있는 것이 포착된다. 분석 대상 아파트의 거래량은 분석 대상이 포함된 시도의 거래량과 변동 방향이 유사하면서 변동 수준은 큰 것으로 나타났다(〈그림 3〉 참조).

단지별 월 거래량의 평균은 6.57건, 중위수 4건으로 확인되었으며, 최고 102건으로 나타났다. 왜도는 3 이상으로 극단적으로 왼쪽에 치우친 분포이며, 첨도는 19로 매우 뾰족한 분포임을 알 수 있다. 세대수 대비 거래량 비율인 거래회전율은 월평균 0.32% 였으며, 중위수 0.23%, 최고 3.22%였다. 치우침(왜도)은 적었으나, 뾰족한(첨도) 분포로 확인되었다. 거래회전율을 자연로그를 취하면 정규분포 형태로 변환되는 것이 확인되었다(〈표 2〉 참조).

그림 3 거래 시점별 분석 대상 및 해당 시도 전체 아파트 거래량



주: 해당 시도는 특·광역시 및 경기도 전체 아파트 거래량 의미.

표 2 주요 변수의 아파트 단지별 월 단위 기초통계 분석결과

변수	평균	표준편차	최솟값	Q1	중위수	Q3	최곳값	왜도	첨도
거래량(건)	6.57	8.43	1.00	2.00	4.00	8.00	102.00	3.62	19.69
거래회전율(%)	0.32	0.29	0.01	0.12	0.23	0.43	3.22	2.42	10.44
심리지수	118.42	13.38	64.50	111.10	119.90	129.20	152.50	-0.60	-0.23
가격지수 변동률	0.010	0.013	-0.028	0.002	0.009	0.017	0.057	0.85	1.49

주: N=4,224.

www.kci.go.kr

전체 분석기간 중 81%에서 단지별 월 거래량이 산출되었으며, 아파트 단지별로 거래가 없는 시점이 상이하였다. 이는 불균형 패널자료라 할 수 있으며, 해당 데이터로 패널분석을 할 경우 분석결과의 신뢰성이 낮기 때문에 분석모형에서 패널분석은 배제하였다.

Ⅴ. 실증분석

1. 과세기준일 전후의 월별 거래량 변화 분석

먼저, 아파트 단지의 월별 거래량을 종속변수로 하여 과세기준일 전후의 거래량 변화를 실증분석하였다. Model 1은 아파트의 특성 변수를 모두 반영하고, 매매협상력 변수로 심리지수를 채택한 모델이며, Model 2는 Model 1에 아파트 단지를 더미변수로 추가한 모델이다. 분석결과 Model 2가 Model 1 대비 RMSE와 R^2가 우수한 것으로 확인되었다. 또한 세대 수, 전용 85㎡ 이하 세대 수 비율, 평균거래가격 변수 모두 통계적 유의성이 있으면서, 분석결과는 상식에 부합하게 도출되었다. 하지만 아파트 단지 더미를 추가한 Model 2의 경우 세대 수, 전용 85㎡ 이하 세대 수 비율, 평균거래가격 변수 모두 VIF 10 이상으로 나타났다. 즉 해당 변수는 아파트 단지 더미 변수와 높은 상관관계를 가지며, 아파트 특성 변수 대신 아파트 단지를 더미변수로 처리하여 분석하는 것이 보다 효율적인 추정임을 의미한다(〈표 3〉 참조).

표 3 월별 거래량 변화 분석결과1

구분		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
종속변수		ln거래량	ln거래량	ln거래량	ln거래량	ln거래량
intercept		-7.246 (0.665) ***	-3.150 (1.145) **	-5.177 (0.679) ***	1.127 (0.061) ***	1.184 (0.063) ***
ln세대 수		0.733 (0.019) ***	0.383 (0.060) ***			
85㎡ 이하 비율		0.276 (0.049) ***	-0.599 (0.161) ***			
ln평균거래가격		-0.120 (0.023) ***	-0.468 (0.086) ***			
L1.ln심리지수		0.945 (0.145) ***	1.404 (0.145) ***	1.327 (0.144) ***		
L1.D2가격변동률					7.898 (0.609) ***	7.994 (0.608) ***
거래월 (기준=4월)	1월	-0.045 (0.062)	-0.074 (0.057)	-0.055 (0.058)	-0.081 (0.057)	-0.142 (0.059) *
	2월	-0.135 (0.062) *	-0.164 (0.058) **	-0.161 (0.058) **	-0.186 (0.058) ***	-0.292 (0.064) ***
	3월	-0.108 (0.062) +	-0.138 (0.057) **	-0.134 (0.058) **	-0.112 (0.057) *	-0.107 (0.067) +
	5월	0.247 (0.059) ***	0.259 (0.055) ***	0.249 (0.056) ***	0.192 (0.055) ***	0.131 (0.057) *
	6월	0.363 (0.059) ***	0.380 (0.055) ***	0.365 (0.055) ***	0.259 (0.056) ***	0.196 (0.058) ***
	7월	0.264 (0.060) ***	0.267 (0.056) ***	0.246 (0.056) ***	0.105 (0.058) *	0.043 (0.060)
	8월	0.085 (0.062)	0.069 (0.058)	0.035 (0.058)	-0.072 (0.058)	-0.136 (0.061) *
	9월	0.076 (0.062)	0.060 (0.058)	0.025 (0.058)	-0.029 (0.057)	-0.093 (0.059) +
	10월	0.123 (0.062) *	0.111 (0.058) *	0.067 (0.058)	0.088 (0.056)	0.026 (0.058)
	11월	-0.018 (0.063)	-0.031 (0.059)	-0.076 (0.059)	0.008 (0.056)	-0.053 (0.058)
	12월	-0.065 (0.063)	-0.060 (0.059)	-0.119 (0.059) *	-0.052 (0.057)	-0.114 (0.059) *
거래연도(더미)		✓	✓	✓	✓	✓
아파트 단지(더미)			✓	✓	✓	✓
정부정책(더미)						✓
모델 통계	N	4,224	4,224	4,224	4,224	4,224
	RMSE	0.802	0.741	0.748	0.741	0.736
	Adj. R^2	0.354	0.449	0.438	0.449	0.456
2월, 6월 회귀계수의 자수변환 후 값 차이		0.564	0.614	0.589	0.465	0.470

주: 1) +, *, **, ***는 p<0.1, p<0.05, p<0.01, p<0.001을 의미하며, 잔차 이분산성 고려하여 표준오차(괄호 값)와 P값 계산.
2) ✓는 해당 변수(더미)를 설명변수로 반영하였다는 의미임.
3) Durbin-Watson 지표는 Model 1~3 모두 1.5~1.66 수준.

www.kci.go.kr

아파트 특성 변수 대신 아파트 단지 더미 변수를 설명변수에 반영한 Model 3의 분석결과 모델 적합성(R^2 및 RMSE)은 Model 2와 상당히 유사하게 나타나면서 다중공선성은 제거되는 효과가 있었다. 매매협상력 변수로 심리지수 대신 실거래가격지수 변동률을 활용한 Model 4는 모델 통계량이 더욱 우수하게 나타났다.[15] 이것은 심리지수도 매도자 및 매수자의 협상력에 영향을 주지만 주택시장의 가격변화 그 자체가 매매 당사자의 협상력에 더욱 직접적인 영향을 주는 것으로 해석 가능하다. Model 5는 Model 4에 정부정책 변수를 추가한 것이며, 모형 적합성인 R^2와 RMSE 측면에서 가장 효율적인 추정모델로 확인되었다.

통계적 유의성이 있는 분석결과 중심으로 Model 5의 추정 회귀계수를 해석하면 다음과 같다. 전기의 실거래가격지수 2개월간 변동률이 1% 상승하면 거래량은 7.9% 상승하는 것으로 나타났으며, 이는 주택경기가 좋을수록 거래량이 많아진다는 것을 의미한다. 4월을 기준시점으로 하였을 때[16], 2월의 거래량은 25.3% 감소하고(회귀계수 -0.292) 6월은 21.7% 증가하는(회귀계수 0.196) 것으로 추정되었다. Model 1~4 모두 동일한 경향이 나타나며, 분석결과의 강건성이 확인되었다. 종속변수에 거래회전율을 사용한 Model 6도 유사한 결과가 도출되었다. 2월은 4월 대비 거래량이 25.2% 적었으며(회귀계수 -0.291), 6월은 4월 대비 22.8%가 많았다(회귀계수 0.205). 즉 2월의 거래량이 가장 적지만 주택매매가 계약에서 소유권 이전까지 약 2~5개월 소요되는 것을 고려하면 3월부터 거래량이 증가하면서 6월 거래량이 최대인 것을 알 수 있다.

종합부동산세의 영향을 추가 검토하기 위해 공동주택공시가격 9억 원을 기준으로 추가 분석하였다. Model 5와 Model 6을 기준으로 공시가격 9억 원 미만 아파트와 9억 원 이상 아파트로 구분하여 분석한 결과 유사한 결과가 도출되었다. Model 5의 6월 거래량은 2월 거래량 대비 47.0%p 많았으나, 9억 원 미만 아파트(Model 5-1)는 그 차이가 44.6%p이고 9억 원 이상 아파트(Model 5-2)는 그 차이가 53.7%p였다. 즉 종합부동산세 과세 대상인 공시가격 9억 원 이상 아파트는 6월이 2월 대비 58.0%p 거래가 많다는 것을 보여준다. Model 6 역시 9억 원 미만 아파트(Model 6-1)는 그 차이가 46.1%p이고 9억 원 이상 아파트(Model 6-2)는 그 차이가 54.2%p였다(〈표 4〉 참조).

전반적으로 과세기준일 이전은 거래량이 감소하고, 과세기준일 이후는 거래량이 급증하였다. 또한 과세기준일 전후의 거래량은 세부담이 큰 공시가격 9억 원 이상에서 변동폭이 크게 나타났다. 종합부동산세 과세대상이 아닌 아파트의 경우에도 과세기준일 전후의 거래량 차이가 컸는데, 분석기간을 비롯한 주택가격이 지속적으로 상승하여[17] 매도인의 협상력이 크게 작용하였기 때문으로 보인다.[18] 따라서 실증분석의 결과는 이론적 모형을 잘 뒷받침하는 결과를 보여주고 있다.

15) 실거래가격지수 변동률은 1개월 변동률, 2개월 변동률, 3개월 변동률 모두 분석하였으며, 그중 2개월 변동률을 활용한 회귀분석 결과가 가장 우수함.

16) 법원의 등기자료 분석결과에 의하면 공동주택은 매매계약 후 소유권이전등기 소요일이 평균 67일, 중위소 57일로 확인됨(소요일 1일 초과 1년 미만 거래로 한정). 공동주택 매매 거래량 중 소요일이 1개월 내인 경우는 28.8%, 2개월 내 53.1%(누적), 3개월 내 73.7%(누적), 4개월 내 87.4%(누적), 5개월 내 92.6%(누적)로 확인됨. 과세기준일 6월 1일 이전에 주택 매매계약을 한다고 가정할 경우 4월 거래량의 절반은 과세기준일 이전에 소유권을 이전하고 약 절반은 이후에 소유권 이전을 한다고 할 수 있음. 따라서 4월이 과세기준일 전후 시장영향 분석의 기준으로 적합함.

17) 아파트 매매 실거래가격지수 기준으로 지수가 생산된 '06년 1월 이후 현재('24년 10월)까지 전국 109%, 수도권 100%, 서울 115% 상승하였으며, '11년7월 이후로는 전국 49%, 수도권 45%, 서울 57% 상승하였고, '16년 1월 이후로는 전국 31%, 수도권 37%, 서울 49% 상승함.

18) 주택매매시장 소비심리지수 역시 지속적으로 높게 나타남. 지수는 100을 넘으면 전월에 비해 가격상승 및 거래증가 응답자가 많다는 것을 의미하

www.kci.go.kr

표 4 월별 거래량 변화 분석결과2

구분		Model 6 (전체)	Model 5-1 (9억 원 미만)	Model 5-2 (9억 원 이상)	Model 6-1 (9억 원 미만)	Model 6-2 (9억 원 이상)
종속변수		ln거래회전율	ln거래량	ln거래량	ln거래회전율	ln거래회전율
intercept		-1.239 (0.063) ***	1.086 (0.077) ***	1.539 (0.265) ***	-1.342 (0.078) ***	-1.266 (0.267) ***
L1.D2가격변동률		7.879 (0.610) ***	8.999 (0.884) ***	7.929 (0.901) ***	8.644 (0.892) ***	7.947 (0.907) ***
거래월 (기준=4월)	1월	-0.157 (0.060) *	-0.097 (0.079)	-0.201 (0.092) *	-0.115 (0.080)	-0.212 (0.093) *
	2월	-0.291 (0.064) ***	-0.242 (0.083) ***	-0.381 (0.104) ***	-0.235 (0.084) **	-0.397 (0.105) ***
	3월	-0.115 (0.067) *	-0.082 (0.088)	-0.123 (0.103)	-0.091 (0.089)	-0.136 (0.104)
	5월	0.134 (0.058) *	0.094 (0.080)	0.189 (0.080) **	0.105 (0.081)	0.183 (0.081) *
	6월	0.205 (0.059) ***	0.208 (0.080) **	0.199 (0.083) *	0.224 (0.081) **	0.194 (0.084) *
	7월	0.042 (0.061)	0.099 (0.081)	-0.019 (0.089)	0.106 (0.082)	-0.027 (0.089)
	8월	-0.125 (0.061) *	-0.023 (0.082)	-0.265 (0.091) **	-0.002 (0.083)	-0.271 (0.092) **
	9월	-0.094 (0.060) +	-0.016 (0.082)	-0.178 (0.088) *	-0.009 (0.082)	-0.187 (0.088) *
	10월	0.034 (0.059)	0.139 (0.081) +	-0.103 (0.083)	0.154 (0.081) *	-0.102 (0.084)
	11월	-0.058 (0.059)	-0.005 (0.081)	-0.098 (0.082)	-0.002 (0.081)	-0.109 (0.083)
	12월	-0.113 (0.059) *	-0.113 (0.082)	-0.077 (0.084)	-0.107 (0.082)	-0.084 (0.085)
거래연도(더미)		✓	✓	✓	✓	✓
아파트 단지(더미)		✓	✓	✓	✓	✓
정부정책(더미)		✓	✓	✓	✓	✓
모델 통계	N	4,224	2,481	1,743	2,481	1,743
	RMSE	0.742	0.747	0.702	0.753	0.707
	Adj. R^2	0.314	0.442	0.478	0.273	0.378
2월, 6월 회귀계수의 지수변환 후 값 차이		0.480	0.446	0.537	0.461	0.542

주: 1. +, *, **, ***는 p<0.1, p<0.05, p<0.01, p<0.001 의미이며, 잔차 이분산성 고려하여 표준오차(괄호 값)와 P값 계산.
2. ✓는 해당 변수(더미)를 설명변수로 반영하였다는 의미임.
3. Durbin-Watson 지표는 Model 1~3 모두 1.49~1.75 수준.

2. 연도별 과세기준일 전후의 거래량 변화 분석

과세기준일 전후의 거래량 변화를 연도별로 파악하기 위해 거래 시점 변수를 변환하여 추가 회귀분석하였다. 거래 시점 전체를 월 단위인 72개의 변수로 구성할 경우 단지별 거래량 수의 제한으로 정확한 분석에 제한이 있기 때문에 2개월 단위로 묶어 분석하였다. 분석결과는 앞서 분석결과와 유사하였다. 과세기준일 이전인 2~3월의 회귀계수가 작고, 과세기준일 이후인 6~7월의 회귀계수가 컸다. 추정 회귀계수를 연도별로 비교함으로써 종합부동산세 과세 강화에 따른 시장 반응을 확인하였다.

종속변수를 거래량으로 설정한 Model 7을 기준으로 2~3월과 6~7월의 회귀계수를 지수변환한 후 값의 차이를 산정한 결과 2016년은 6~7월은 2~3월 대비 69.6%p 차이가 있었다. 2017년은 거래량 격차가 39.1%p였고, 2018년은 2~3월의 거래량이 25.0%p 더 많았다. 2019년은 82.3%p, 2020년은 137.9%p, 2021년은 4.6%p 차이를 보였다. 2018년을 제외한 모든 연도에서 과세기준일 이후의 거래량이 많은 것이 확인되었다.

2018년에는 4월 1일에 양도소득세 강화가 시작되

는데, 지수가 생산된 '11년 7월 이래 현재('24년 11월)까지 지수 평균은 전국 117.7, 수도권 119.1, 서울 122.5였고, 분석기간의 지수 평균은 전국 120.5, 수도권 125.8, 서울 131.3을 기록.

www.kci.go.kr

표 5 연·월별 거래량 변화 분석결과

구분		종속변수: ln거래량			종속변수: ln거래회전율		
		Model 7 (전체)	Model 7-1 (9억 원 미만)	Model 7-2 (9억 원 이상)	Model 8 (전체)	Model 8-1 (9억 원 미만)	Model 8-2 (9억 원 이상)
intercept		-2.2467 (0.401) ***	-2.2837 (0.429) ***	-0.8662 (1.460)	-1.3899 (0.071) ***	-1.3316 (0.085) ***	-1.6858 (0.259) ***
ln세대 수		0.4678 (0.056) ***	0.4817 (0.059) ***	0.2685 (0.194) ***			
L1.D2가격변동률		2.2003 (0.746) **	2.9647 (1.020) **	-0.3954 (1.341) **	1.9983 (0.756) *	2.5766 (1.039) *	-0.3261 (1.351)
'16년	2~3월	-0.2735 (0.095) **	-0.4062 (0.110) ***	-0.0122 (0.211)	-0.2751 (0.097) **	-0.4062 (0.112) ***	-0.0282 (0.213)
	4~5월	0.0000 (기 준)	0.0000 (기 준)	0.0000 (기 준)	0.0000 (기 준)	0.0000 (기 준)	0.0000 (기 준)
	6~7월	0.4225 (0.092) ***	0.2693 (0.107) *	0.8138 (0.188) ***	0.4329 (0.093) ***	0.2828 (0.109) *	0.8157 (0.190) ***
	8~9월	0.4175 (0.093) ***	0.3184 (0.108) **	0.5152 (0.191) *	0.4323 (0.094) ***	0.3378 (0.110) **	0.5171 (0.192) *
	10~11월	0.1738 (0.094)	0.1035 (0.109)	0.1330 (0.204)	0.1847 (0.096)	0.1194 (0.111)	0.1245 (0.206)
'17년	12~1월	-0.4754 (0.095) ***	-0.5937 (0.109) ***	-0.1021 (0.234)	-0.4753 (0.097) ***	-0.5934 (0.112) ***	-0.1027 (0.236)
	2~3월	0.0104 (0.092)	-0.1091 (0.106)	0.2610 (0.195)	0.0274 (0.093)	-0.0889 (0.108)	0.2551 (0.197)
	4~5월	0.4258 (0.088) ***	0.3030 (0.107) *	0.6889 (0.152) ***	0.4390 (0.089) ***	0.3189 (0.109) *	0.6910 (0.153) ***
	6~7월	0.4014 (0.091) ***	0.3142 (0.110) *	0.6510 (0.165) **	0.4174 (0.092) ***	0.3351 (0.112) **	0.6489 (0.166) **
	8~9월	-0.0088 (0.091)	-0.0787 (0.110)	0.2027 (0.161)	0.0068 (0.092)	-0.0582 (0.112)	0.2008 (0.162)
	10~11월	0.2838 (0.086) **	0.0960 (0.103)	0.7627 (0.152) ***	0.3025 (0.087) **	0.1169 (0.105)	0.7716 (0.153) ***
'18년	12~1월	0.4744 (0.086) ***	0.3865 (0.103) **	0.7105 (0.157) ***	0.4920 (0.087) ***	0.4088 (0.105) ***	0.7053 (0.158) ***
	2~3월	0.0471 (0.112)	-0.0440 (0.127)	0.2188 (0.253)	0.0596 (0.113)	-0.0234 (0.129)	0.1867 (0.254)
	4~5월	-0.5732 (0.114) ***	-0.5902 (0.140) ***	-0.3994 (0.194) +	-0.5617 (0.116) ***	-0.5761 (0.143) ***	-0.3994 (0.195) +
	6~7월	-0.2028 (0.088) +	-0.2918 (0.110) *	0.1355 (0.148)	-0.1885 (0.090) +	-0.2763 (0.112) *	0.1370 (0.149)
	8~9월	0.0874 (0.096)	0.0011 (0.116)	0.5154 (0.182) *	0.1135 (0.097)	0.0337 (0.118)	0.5149 (0.183) *
	10~11월	-0.6892 (0.096) ***	-0.5679 (0.117) ***	-0.7805 (0.169) ***	-0.6737 (0.097) ***	-0.5502 (0.119) ***	-0.7816 (0.170) ***
'19년	12~1월	-0.7943 (0.096) ***	-0.7929 (0.120) ***	-0.7004 (0.154) ***	-0.8063 (0.097) ***	-0.8149 (0.123) ***	-0.6932 (0.155) ***
	2~3월	-0.4643 (0.095) ***	-0.5398 (0.120) ***	-0.2361 (0.151)	-0.4594 (0.096) ***	-0.5359 (0.123) ***	-0.2344 (0.152)
	4~5월	-0.0495 (0.085)	-0.2690 (0.116) *	0.3776 (0.129) *	-0.0308 (0.086)	-0.2475 (0.118) +	0.3860 (0.130) *
	6~7월	0.3591 (0.087) ***	0.0425 (0.116)	0.9606 (0.141) ***	0.3793 (0.088) ***	0.0619 (0.119)	0.9682 (0.142) ***
	8~9월	0.0977 (0.087)	-0.0378 (0.114)	0.5381 (0.140) **	0.1114 (0.088)	-0.0214 (0.116)	0.5359 (0.142) **
	10~11월	0.5651 (0.086) ***	0.5606 (0.113) ***	0.8503 (0.138) ***	0.5848 (0.087) ***	0.5848 (0.115) ***	0.8535 (0.139) ***
'20년	12~1월	-0.1578 (0.091)	-0.0176 (0.116)	-0.1158 (0.148)	-0.1402 (0.092)	-0.0008 (0.118)	-0.1041 (0.149)
	2~3월	-0.9898 (0.000)	-0.8911 (0.000)	-0.5799 (0.000)	-0.9538 (0.000)	-0.8343 (0.000)	-0.5966 (0.000)
	4~5월	-0.1656 (0.087)	-0.2138 (0.125)	0.1252 (0.127)	-0.1586 (0.088)	-0.2075 (0.127)	0.1266 (0.128)
	6~7월	0.3894 (0.094) ***	0.3787 (0.126) *	0.7920 (0.159) ***	0.4104 (0.095) ***	0.4031 (0.129) **	0.7925 (0.160) ***
	8~9월	-0.3707 (0.096) **	-0.2592 (0.126) +	-0.0692 (0.163)	-0.3462 (0.097) **	-0.2245 (0.129)	-0.0734 (0.164)
	10~11월	-0.0552 (0.088)	0.0669 (0.127)	0.1727 (0.134)	-0.0357 (0.089)	0.0900 (0.130)	0.1816 (0.135)
'21년	12~1월	-0.1703 (0.094)	-0.4679 (0.136) **	0.3756 (0.147) +	-0.1555 (0.095)	-0.4469 (0.139) **	0.3726 (0.148) +
	2~3월	-0.7415 (0.094) ***	-0.8302 (0.137) ***	-0.3505 (0.142) +	-0.7318 (0.095) ***	-0.8160 (0.139) ***	-0.3539 (0.143) +
	4~5월	-0.5469 (0.089) ***	-0.7956 (0.142) ***	-0.1327 (0.130)	-0.5278 (0.090) ***	-0.7476 (0.145) ***	-0.1259 (0.131)
	6~7월	-0.6959 (0.096) ***	-0.6289 (0.148) ***	-0.3592 (0.146) +	-0.6781 (0.097) ***	-0.5810 (0.151) ***	-0.3639 (0.147) +
	8~9월	-0.7319 (0.097) ***	-0.9522 (0.151) ***	-0.2611 (0.144)	-0.7169 (0.098) ***	-0.9311 (0.154) ***	-0.2552 (0.146)
	10~11월	-1.0451 (0.096) ***	-1.1359 (0.157) ***	-0.7107 (0.134) ***	-1.0556 (0.097) ***	-1.1350 (0.160) ***	-0.7173 (0.135) ***
아파트 단지(더미)		✓	✓	✓	✓	✓	✓
정부정책(더미)		✓	✓	✓	✓	✓	✓
모델 통계	N	4,224	2,481	1,743	4,224	2,481	1,743
	RMSE	0.7017	0.7066	0.6639	0.7120	0.7208	0.6688
	Adj. R2	0.506	0.500	0.534	0.369	0.334	0.444
2~3월, 6~7월 회귀계수의 지수변환 후 값 차이	'16년	0.696	0.676	0.826	0.708	0.689	0.844
	'17년	0.391	0.423	0.390	0.390	0.424	0.394
	'18년	-0.250	-0.248	-0.083	-0.248	-0.253	-0.050
	'19년	0.823	0.582	1.197	0.839	0.598	1.203
	'20년	1.379	1.270	1.372	1.364	1.237	1.389
	'21년	0.046	0.201	-0.009	0.054	0.235	-0.010

주: 1) ✓는 해당 변수(더미)를 독립변수로 반영하였다는 의미임.
2) +, *, **, ***는 p<0.1, p<0.05, p<0.01, p<0.001 의미함.

www.kci.go.kr

었는데, 이로 인해 시행 직전인 2~3월의 거래량이 2018년 월평균 거래량뿐 아니라 평년 대비 많았다. 정책적 요인으로 인해 일시적인 현상으로 파악된다. 2021년은 주택시장 침체로 전반적인 거래량이 평년의 1/2에서 1/3 수준으로 급감하였으며, 고가 아파트가 많이 입지한 서울은 2011년 이후 10년 만에 시도별 거래량 순위에서 3위를 기록한 해이기도 하다.[19] 고가 아파트 거래가 상대적으로 급감하면서 일부 회귀계수 추정에 한계가 있었으며 정확한 분석에 제약이 있었던 것으로 해석이 가능하다.

연도별로는 2020년의 거래량 격차가 가장 크고 그 다음이 2019년이었다. 종합부동산세가 2019년, 2020년에 지속적으로 강화되었고, 2021년부터는 과세 강화와 완화가 동시에 이루어진 것을 고려하면 거래량 격차는 제도의 변화와 밀접한 관련이 있었다. 공시가격별로는 9억 원 미만 아파트 대비 9억 원 이상 아파트의 거래량 격차가 컸는데, 이는 이론적 모형을 잘 따르고 있었다(〈표 5〉 참조).

Ⅵ. 결론

본 연구는 과세기준일과 부과시점이 다른 보유세의 특성에 주목하여 과세기준일 전후의 주택매매 거래량 변화를 세부담 전가 관점에서 이론적 모형을 구성하고 실증분석하였다. 연구의 주요 성과는 다음과 같다.

첫째, 보유세 과세기준일 전후 주택거래량의 양상을 이론적 모형으로 제시하였다. 내쉬협상모형을 이용하여 주택매매 당사자 간 조세전가 협상 과정의 기대잉여 변화가 가격과 거래량에 영향을 준다는 점을 이론적으로 정립하였다는 점에서 의의가 있다.

둘째, 실증분석을 통해 이론적 모형을 증명하였으며, 주택매매 거래량은 과세기준일 이전인 2월이 가장 적으며, 과세기준일 직후인 6월이 가장 많았다. 약 50% 차이가 있는 것으로 확인되었으며, 과세기준일 직전 소유권을 이전할 것으로 예상되었던 계약이 조세전가 과정에서 과세기준일 직후로 일부 이전된 것이다. 즉 과세기준일 전후의 납세자 전환은 6월 거래량이 급증하는 문턱효과를 유발하는 것이 확인되었다. 또한 종합부동산세 과세대상 단지는 과세기준일 전후의 거래량 차이가 비교적 컸으며, 이는 매도인의 보유세가 매수인 대비 상대적으로 적고 아파트 가격이 장기 상승하는 공급자 중심 시장이기 때문으로 판단된다.

셋째, 보유세 과세가 강화될수록 과세기준일 전후의 거래량 변동이 심화되는 경향이 있었으며, 이는 종합부동산세 과세대상 아파트에서 더 크게 나타났다. 보유세 전가로 인해 일시적인 시장왜곡 현상이 심화된 것으로 해석 가능하다.

본 연구는 보유세와 주택시장 간의 의미있는 시사점을 제공하였지만, 아파트 단지 100개만을 대상으로 분석한 점, 학교 개학 등의 계절적 요인을 고려하지 않은 점 등으로 인해 결과가 일부 과잉 또는 과소추정될 수 있는 한계가 있다. 또한 등기 자료가 아닌 거래신고 자료를 이용하면서 거래량 변화의 기준 설정 측면과 이로 인한 분석결과의 해석 등에서 일부 제약이 있었다. 추후 등기자료 확보 등을 통해 이상의 사안들을 보완한 후속 연구가 필요해 보이며, 가격과 거래량의 관계를 보다 정밀하게 들여다볼 필요도 있다. 하지만 보유세가 과세기준일 전후 주택 매매시장에 미치는 영향을 이론적·실증적으로 밝히면서 학술적·정책적으로 의미있는 공헌을 할 것으로 기대된다.

19) 2011년 이후 아파트 거래량은 매년 경기 1위, 서울 2위였으나, 2021년에는 서울이 3위를 기록.

www.kci.go.kr

참고문헌 References

1. 강성훈. 2017. 주택가격상승률이 주택보유기간에 미치는 영향. 주택연구 25권, 4호: 5-19.
   Kang, Sung-Hoon. 2017. The effects of housing price growth on housing tenure. *Housing Studies* 25, no.4: 5-19.
2. 김대원, 유정석. 2014. 주택투기지역 지정 및 해제 효과 분석. 도시행정학보 27권, 3호: 191-212.
   Kim, Dai Won and Yu, Jung Suk. 2014. Measuring the effectiveness of the housing speculative zoning and de-zoning. *Journal of the Korean Urban Management Association* 27, no.3: 191-212.
3. 박동하, 최막중. 2018. 제한적 합리성에 의거한 주택가격과 거래량 관계 형성 요인의 실증분석. 국토연구 97권: 3-15.
   Park Dongha and Choi Mack Joong. 2018. Empirical analyses of factors shaping the relationship between housing price and trading volume based on bounded rationality. *The Korea Spatial Planning Review* 97: 3-15.
4. 박정현, 김형근. 2019. 아파트의 조세부담과 거래량 간의 관계에 대한 실증연구. 세무와 회계연구 8권, 2호: 241-278.
   Park, Jung Hyun and Kim, Hyung Keun. 2019. Correlation between tax burden and trading volume. *Tax and Accounting Review* 8, no.2: 241-278
5. 오예성, 이호진, 황세진. 2020. 주택 양도소득세 동결효과에 관한 연구: 강남 3구의 주택매매의 가격변동을 중심으로. 부동산·도시연구 13권 1호: 63-83.
   Oh Ye-sung, Lee Ho-Jin and Hwang Se-jin. 2020. A study on the lock-in effect of capital gains taxation in housing markets: Focusing on housing sales and price changes in three gangnam districts. *Review of Real Estate and Urban Studeis* 13, no.1: 63-83.
6. 윤영훈. 2021. 주요국의 부동산 관련 세부담 비교. 조세재정 브리프 108호. 세종: 한국조세재정연구원.
   Yoon, Young Hoon. 2012. Comparison of real estate-related tax burdens in major countries. *KIPF Issue Paper* 108: 1-12. Sejong: Korea Institute of Public Finance.
7. 이삼호. 2022. 부동산 시장 정상화를 위한 양도소득세 개편 방안. 서울: 국회미래연구원.
   Lee, Sam ho. 2022. *Capital gains tax reform plan to normalize the real estate market*. Seoul: National Assembly Future Institute.
8. 이선화, 이삼호, 이동식, 양진혁. 2022. 조세 기능에 부합하는 주택 부문 양도소득세 발전방안. 서울: 국회미래연구원.
   Lee, Sunhwa, Lee, Samho, Lee, Dong-sik and Yang Jinhyuk. 2022. *A study on the restructuring of capital gains on housing*. Seoul: National Assembly Future Institute.
9. 이석희. 2025. 보유세가 과세기준일 전후의 주택 매매가격에 미치는 영향. 주택연구 33권 2호: 77-97.
   Lee, Seok Hee. 2025. Effect of housing property tax on housing sales price before and after the tax base date. *Housing Studies Review* 33, no.2: 77-97.
10. 이석희, 전병욱. 2020. 주택시장의 문턱효과에 대한 연구: 조세, 경기 및 심리적 측면을 중심으로. 국토연구 104권: 117-132.
    Lee, Seok Hee and Jun Byung Wook. 2020. A study on threshold effect of housing market: Focused on tax, market cycle and psychology. *The Korea Spatial Planning Review* 104: 117-132.
11. 이재수, 박재수. 2020. 방송뉴스 감성지수와 서울시 주택매매가격의 상관 및 인과관계 분석. 주택도시금융연구 5권, 2호:53-68.
    Lee Jae-Su and Park Jae-Soo. 2020. The correlation and causality between broadcasting sentiment index and housing sales price index: Evidence from Seoul. *Journal of Housing and Urban Finance* 5, no.2: 53-68.
12. 임재만, 임미화. 2017. 주택시장 뉴스, 소비심리, 가격, 거래량의 관계. 주택연구 25권, 3호: 5-24.
    Lim Jae-Man and Lim Mi-Hwa. 2017. Relationship among news coverage, consumers' sentiment, prices, and trading volume in housing markets. *Housing Studies* 25, no.3: 5-24.
13. 정의철. 2010. 소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석: 주택매매가격을 중심으로. 부동산학연구 16권, 3호: 5-20.
    Chung, Eui-Chul. 2010. Consumer sentiment and housing market activities: Impact on sales price of housing. *Journal of KREAA* 16, no.3: 5-20.
14. 정주희, 김호철. 2012. 수도권 아파트시장 거래량에 미치는 요인에 관한 연구. 국토계획 47권, 5호: 155-171.
    Chung, Joo-Hee and Kim, Ho-Cheol. 2012. A study on the influence factors on the trade volume of the apartment market in the Seoul metropolitan area.

www.kci.go.kr

Journal of Korea Planning Association 47, no.5: 155-171.

15. _____. 2014. 보금자리주택 공급 및 DTI 규제 확대 정책이 수도권의 주택가격과 거래량의 관계에 미친 영향. 국토계획 49권, 1호: 171-191.
_____. 2014. The impacts of the Bogeumjari housing supply and the DTI regulation expansion policy on the relationship between the prices and the trade volume. *Journal of Korea Planning Association* 49, no.1: 1571-191.
16. 정홍일, 이현석. 2012. 양도소득세 비과세의 주택거래량 동결효과. 부동산연구 22권, 2호: 83-101.
Hong Il Jung and Hyun Seok Lee. 2012. The lock-in effect of capital gains tax exemption on sales of houses. *Korea real estate review* 22, no.2: 83-101.
17. 주만수, 김기명, 문환규, 김홍환, 안철성, 임상빈, 허홍준. 2015. 취득세 과세체계의 정상화 방안 연구: 세율구조를 중심으로. 서울: 한국지방세연구원.
Joo, Man Soo, Kim Ki-Myong, Moon Hwan Gyu and Kim Hong Hwan, et al. 2015. *A study on ways to normalize the acquisition tax taxation system: Focusing on tax rate structure*. Seoul: Korea Institute of Local Finance.
18. 주만수, 윤성호. 2016. 비연속적 취득세율의 주택시장에 대한 효과 분석. 경제학연구 64권, 1호: 151-186.
Joo, Man Soo and Yun, Sungho. 2016. Housing market responses to the discontinuity of aquisition taxes. *The Korean Journal of Economic Studies* 64, no.1: 151-186
19. 최문규, 성현곤. 2022. 서울시 고가주택에 대한 담보대출 규제가 주택가격 및 거래량 변화에 미치는 영향. 국토계획 57권, 5호: 174-187.
Choi, Moon-Gyu and Sung, Hyungun. 2022. Impacts of morgage loan regulation for high-price housing on change in its price and trading volume. *Journal of Korea Planning Association* 57, no.5: 174-187.
20. Best, M. C. and Kleven, H. J. 2018. Housing market responses to transaction taxes: Evidence from notches and stimulus in the UK. *The Review of Economic Studies* 85, no.1: 157-193.
21. Gamannossi Degl'Innocenti, D. and Rablen, M. D. 2017. Tax avoidance and optimal income tax enforcement. *Journal of Tax Administration* 3, no.2: 36-64.
22. Halkos, G. E., Papageorgiou, G. J., Halkos, E. G. and Papageorgiou, J. G. 2020. Public debt games with corruption and tax evasion. *Economic Analysis and Policy* 66: 250-261.
23. Kopczuk, W. and Munroe, D. J. 2014. *Mantion tax: The effect of transfer taxes on the residential real estate market*. NBER Working Paper 20084. Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
24. _____. 2015. Mantion tax: the effect of transfer taxes on the residential real estate market, *American Economic Journal: Economic Policy* 7 no.2: 214-257.
25. Slemrod, J., Weber, C. and Shan, H. 2015. The behavioral response to housing transfer taxes: Evidence from a notched change in D.C. policy. *The Journal of Urban Economics* 100: 137-153.

• 논문 접수일: 2025. 1. 19.
• 심사 시작일: 2025. 2. 18.
• 심사 완료일: 2025. 5. 14.

www.kci.go.kr

요약

주택거래 완료가 보유세 과세기준일 전후의 언제 이루어졌는지에 따라 보유세 납세자는 달라진다. 이러한 특성에 주목하여 본 연구는 과세기준일 전후의 주택매매 거래량의 변화를 세부담 전가 관점에서 이론적 모형을 구성하고 실증분석하였다. 연구의 주요 성과는 다음과 같다. 첫째, 보유세 과세기준일 전후 주택거래량의 양상을 조세전가 관점에서 내쉬협상모형을 이용하여 이론적 모형을 정립하였다. 둘째, 과세기준일 이전은 거래량이 적고 과세기준일 이후는 거래량이 많아지는 문턱효과를 실증적으로 밝히면서 이론적 모형을 증명하였다. 셋째, 보유세 과세가 강화될수록 과세기준일 전후의 거래량 변동이 심화되었다. 보유세 전가로 인해 일시적인 시장 왜곡현상이 심화된 것으로 해석 가능하다. 이상의 연구는 보유세의 과세기준일 전후 주택 매매시장에 미치는 영향을 이론적·실증적으로 보여주면서 학술적·정책적으로 의미있는 공헌을 할 것으로 기대된다.

• **주제어:** 주택 보유세, 과세기준일, 세부담 전가, 매매 거래량

www.kci.go.kr