



주택시장의 문턱효과에 대한 연구: 커널밀도추정과 세수영향분석을 중심으로

이석희*

요약

본 연구는 취득세로 인한 주택시장의 문턱효과를 비모수적방법을 이용하여 보다 정교하게 분석하고, 시·도별 세수 영향을 분석하였다. 주요결론은 다음과 같다. 첫째, 커널밀도추정을 이용한 문턱효과 분석은 기존의 연구 대비 보다 정교한 문턱효과 분석이 가능하다는 것을 보여주었다. 둘째, 2020년 1분기 아파트 거래가격 및 거래량 분포를 분석함으로써 취득세 세율체계 개편 이후 조세왜곡효과를 비롯한 문턱효과와 해소 정도를 확인하였다. 취득세 한계세율의 비연속성이 완전히 해소되지 못해 조세에 의한 문턱효과도 부분적으로만 해소된 것으로 확인되었다. 셋째, 취득세 세율체계 개편은 시·도 간의 세수 격차를 축소시키고 있는 것으로 나타났다. 전체적으로 취득세율 개편은 주택시장의 문턱효과를 해소하는데 부분적으로 성공을 거두고 있지만, 부작용도 발생하고 있었다. 본 연구는 주택시장의 문턱효과 분석방법론과 취득세 세수 영향 관점에서 학술적 의의가 존재하고, 정책적 시사점을 제공할 것으로 판단된다.

주제어: 주택시장, 취득세, 문턱효과, 커널밀도추정, 세수영향

1. 서론

행정안전부는 2018년 기준 5억 9,000만 원 초과 6억 원 이하 취득가격 구간의 주택 거래건수가 6억 원 초과 6억 1,000만 원 이하 구간에 비해 6배 정도 많았다고 발표(행정안전부, 2019.08.14.)하였다. 기존의 취득세율로 인해 주택시장의 거래가격과 거래량이 왜곡되는 문턱효과와 문제점을 지적한 것으로, 시장왜곡현상 해소 차원에서 이러한 점

을 개선하기 위해 「지방세법」 개정이 요구되었다. 이에 2020년 「지방세법」이 개정 및 시행되면서(2019.12.31. 일부개정, 2020.01.01. 시행) 부동산 유상취득세율이 기존 6억 원 이하 1%, 6~9억 원 이하 2%, 9억 원 초과 3%에서 6억 원 초과~9억 원 이하의 경우, 1%~3% 범위 내에서 과세표준 1백만 원 구간별로 세율을 0.01%씩 세분화하도록 개정되었다. 주택 유상취득가가 6억 원에서 9억 원 사이인 주택에 대하여 세분화된 취득세율을 적용

* 한국감정원 부동산연구원 연구원, E-mail: sirking_lee@uos.ac.kr

함으로써 취득세율 변경구간에서 발생하는 거래 가격과 거래량 관련 문턱효과(threshold effect)의 문제점을 개선하고자 한 것이다.

주택가격의 특정 지점에서 발생하는 거래가격과 거래량의 왜곡현상인 문턱효과의 원인에 대해 취득세율의 비연속성에 의한 측면과 주택시장 경기 및 심리적 요인이 제기되고 있다. 다만 이번 취득세율 개정을 통한 문턱효과의 해소는 크지 않을 것이라고 분석하고 있다.

취득세율 개편은 궁극적으로 주택시장 왜곡현상 해소에 그 목적이 있지만, 개인의 납세와 지방자치단체의 세수에 직·간접적인 변화를 가져오기 때문에 법 개정의 영향을 면밀히 검토할 필요가 있다. 특히 취득세는 지방자치단체의 29.5%(2017년 기준)를 차지하는 큰 세목이고, 취득세 중 부동산에 대한 취득세가 80.7%를 차지하고 있기 때문에 취득세 개정은 지방자치단체에게 매우 민감한 사안이다. 따라서 취득세율 개정·시행에 따른 세수변화를 추정하고, 이에 대한 대책을 검토할 필요가 있다.

따라서 본 연구는 「지방세법」 개정·시행에 따른 부동산 유상취득세의 세수변화를 추정하고자 한다. 이를 위해 첫째, 취득세율에 의한 문턱효과를 보다 정밀하게 분석하였다. 선행연구를 보다 발전시켜 비모수적방법인 커널밀도함수를 이용하여 문턱효과를 분석하였다. 세수추정을 위해서는 보다 정교한 분석이 필요하기 때문에 2020년 주택시장 거래양태를 통해 분석결과를 검증하였다. 둘째, 취득세가 지방세 중 시·도세인 것을 고려하여 시·도별 취득세 변화를 분석하였다. 이를 통해 취득세율 개정이 시·도별 세수에 미치는 영향을 검토하였다.

본 연구는 주택시장의 문턱효과 분석방법론을 정교화하고, 제도 개정 이후 데이터를 통해 검증함으로써 학술적 측면에서 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 또한 주택정책은 시차와 강도는 차이가 있지만, 어떠한 형태로든 주택시장에 영향을 주는 점(권혁신·방두완, 2016)을 고려할 때, 본 연구는 주택정책과 조세 및 재정정책 측면에서 정책적 시사점을 제공할 것으로 판단된다.

II. 선행연구 고찰

1. 주택시장 문턱효과

주택시장에서 조세 및 시장 상황 등의 원인으로 인해 나타나는 문턱효과는 조세왜곡효과(tax distortion effect)와 가격턱효과(price-notch effect)로 구분할 수 있다(이선화, 2015). 취득세로 인해 나타나는 조세왜곡효과의 근본적인 원인은 단순누진세 체계로 인한 한계세율의 비연속성이다(주만수, 2014). 한계세율이 임계점에서 급격하게 상승하면서 매수자의 높은 세부담에 대한 회피심리가 커지기 때문이다. 이러한 현상은 다수의 연구를 통해 증명되었다(노영훈, 2013; 이선화, 2015; 주만수·윤성호, 2015). 미국과 영국 등에서도 우리나라와 동일하게 취득세에 단순누진세 체계가 적용되고 있는데, 이들 국가에서도 조세에 의한 문턱효과(조세 왜곡효과)가 발생하고 있는 것을 알 수 있다(Best and Kleven 2012; Hilber and Lyytikainen 2012; Kopczuk and Munroe 2014).

가격턱효과는 제도적 측면이 아닌 시장참여자의 심리적 측면이 크게 작용하며, 두 가지의 효과

로 구분된다. 첫째, 인지적 접근성과 협상력 측면의 가격터효과이다. 주택의 가격은 사회·경제·행정·지역적 요인에 의해 대략적인 수준이 형성되고, 시장참여자의 협상력 및 정보의 차이 등에 의해 구체적으로 형성되는데(지오, 2019), 이때 심리적인 부분이 큰 작용을 한다. 거래당사자의 기준 가격(reference price) 설정은 다양한 기준에 의해 정해지는데 이때 인지적 접근성이 높은 어림수(round number)가 일정부분 영향을 준다. 10진법 체계를 사용하는 우리로써 10의 배수가 인지적 접근성이 높고(김재휘·경사로다, 2015), 일상생활에서 어림수 선호 현상이 관측된다(Lynn et al., 2013). 노영훈(2013) 연구는 주택거래가격의 신고시 신고자들이 실제 거래금액에 가까운 5,000만 원 단위의 어림값으로 기재하는 경향이 있다는 것을 밝혔는데, 이를 통해 주택매매시장에서도 어림수 선호 현상이 관측되고 있다. 즉, 주택매매시장에서는 ‘억’ 단위의 어림수 가격이 기준가격으로 설정될 가능성이 높다. ‘억’ 단위의 어림수 가격이 매수자의 심리적 상한선으로 설정된 상태에서 주택가격 상승기의 경우, 협상력이 낮은 매수자의 심리적 상한선 부근인 ‘억’ 단위의 어림수 가격 부근에 거래가 많이 이루어지는 것이다(이석희·전병욱, 2020).

둘째, 가격수준과 심리적 측면의 가격터효과이다. 이는 베버의 법칙(Weber's Law)과 밀접한 관련이 있다. 베버의 법칙은 자극의 변화를 느끼기 위해서는 당초의 자극에 비해 일정 비율 이상의 자극을 받아야 반응을 한다는 것을 의미한다. 즉, 초기에 약한 자극을 받으면 이후에 작은 자극의 변화에도 그 변화를 인지할 수 있지만, 초기에 강한 자극을 받으면 이후에는 자극의 변화가 커야 그 변화

를 인지할 수 있는 것이다. 주택매매의 경우에 저가주택은 작은 호가의 변화에도 매수자들이 민감하게 반응하는 반면, 고가주택은 5,000만 원 또는 1억 원 등의 큰 금액 단위에 따라 매매가격의 의사결정이 이루어질 가능성이 높아지게 되는 것이다(이석희·전병욱, 2020).

2. 선행연구의 한계

최근에 수행된 주택시장의 취득세 관련 문턱효과에 대한 연구(이석희·전병욱, 2020)에서는 문턱효과가 세금, 경기, 심리적 측면에 영향을 받는다고 밝히고 있다. 하지만 해당 연구는 다음 세 가지의 한계가 존재한다.

첫째, 문턱효과 분석을 위한 종속변수 설정에 한계가 존재한다. 선행연구에서는 문턱효과 크기를 ‘문턱효과가 없을 경우를 가정한 추정 거래량 대비 문턱효과로 인한 거래량의 크기’ 형태로 분석하였다. 이때 ‘문턱효과가 없을 경우를 가정한 추정 거래량’을 주변 거래량의 단순평균을 통해 산정하였는데, 가중치 등의 방법을 고려하지 않는 등 정교함 측면에서 한계가 존재하는 상황이다.

둘째, 기존 선행연구에서는 취득세 세율체제로 인한 주택시장의 거래가격 및 거래량 관련 조세왜곡효과를 밝혔지만, 세율체계 개편에 따른 주택시장 거래양상의 변화를 실증적으로 증명하지 못하였다. 즉, 정부는 취득세 세율체계 개편을 통해 조세왜곡에 의한 문턱효과(조세왜곡효과)를 해소하고자 하였지만, 선행연구에 따르면 세율체계 개편에도 불구하고, 조세왜곡효과의 완전한 해소는 어려울 것이라고 전망하면서도 이에 대해 실증적인 분석은 이뤄지지 않았다. 이에 세율 개정 전후의

조세왜곡효과 해소에 대한 실증분석을 수행하고, 나아가 제도적 개선사항을 도출할 필요가 있다.

셋째, 서울체계 개편으로 인한 세수 영향에 대한 접근의 부재이다. 정부에서 세율 등을 개편할 때 다양한 영향을 검토하지만 무엇보다 특별한 이유 없이 세수가 줄어드는 것은 재정 건성성 차원에서 지양할 필요가 있다. 더욱이 취득세는 지방자치단체의 세수 중 29.5%(2017년 기준)를 차지하는 등 주요 세원이기 때문에 보다 면밀한 검토가 필요하다. 전국의 취득세 총량에 큰 차이가 없더라도 취득세 특성상 시·도별 재정격차를 야기할 가능성이 있기 때문에 서울체계 개편으로 인한 세수의 영향은 다각적인 분석이 필요한 상황이다.

이석희·전병욱(2020) 연구가 주택시장의 거래가격과 거래량 관련 문턱효과 분야에 대한 새로운 사실을 발견하고 증명하였지만, 한계도 존재하는 실정이다. 이러한 한계에 대한 후속연구가 필요하다.

III. 연구범위 및 연구모형

1. 연구범위

본 연구의 실증분석 대상은 아파트로 설정하였다. 아파트가 주택 중에서 시세포착이 용이하기 때문이다. 본 연구는 주택 매매가격이 기본적으로 시세에 의해 결정된다는 전제를 바탕으로 진행되기 때문에 매매거래량이 많고, 시세가 주기적으로 제공되는 아파트를 대상으로 하였다.

공간적 범위는 취득세율 변경을 고려하여 서울특별시로 설정하였다. 취득세율이 변경된 6억 원 초과 9억 원 이하의 주택은 서울에 가장 많이 입지

하고 있기 때문이다. 2019년 1월 아파트 평균매매가는 서울이 8억 1,000만 원이나, 부산(2억 8,600만 원)을 비롯한 대도시와 경기(3억 5,500만 원) 등의 도 지역은 모두 4억 원 이하로 나타났다. 즉 서울만 평균매매가격이 6억 원 초과 9억 원 이하로 나타났기 때문에 서울특별시를 대상으로 분석하였다.

실증분석의 시간적 범위는 취득세의 서울체계가 1%, 2%, 3%였던 시기인 2013년 8월 28일부터 2019년 12월 31일까지의 시기와, 서울체계가 1%~3%로 개정·시행된 2020년 1분기 시기로 설정하였다. 본 논문의 회귀분석에 사용한 분기별 자료의 기준은 2013년 4분기부터 2019년 4분기까지 총 25개 분기의 자료를 사용하였고, 이를 바탕으로 2020년 1분기 데이터와 비교분석하였다.

특히 해당시기 데이터 중 가격구간별 데이터가 충분히 확보되는 5억 원에서 20억 원 사이에 서울 변곡점을 포함한 ‘억’ 단위 가격을 중심으로 문턱효과를 분석하였다.

2. 연구모형

분석은 크게 2가지로 구성된다. 문턱효과를 정밀하게 분석하기 위한 과정과 이를 토대로 취득세 제도 개정에 따른 세수추정 분석에 대한 과정이다.

첫 번째 과정인 문턱효과 분석과정의 보다 구체적인 과정은 다음과 같다. 첫째, 서울에 의한 문턱효과를 보다 정밀하게 분석하기 위해 비모수적 방법¹⁾ 중 커널밀도추정을 이용하여 문턱효과가 없을 경우를 가정한 거래량을 추정하였다.

커널밀도추정(kernel density estimation, KDE)은 비모수적 방법 중 확률밀도함수를 이용한 밀도

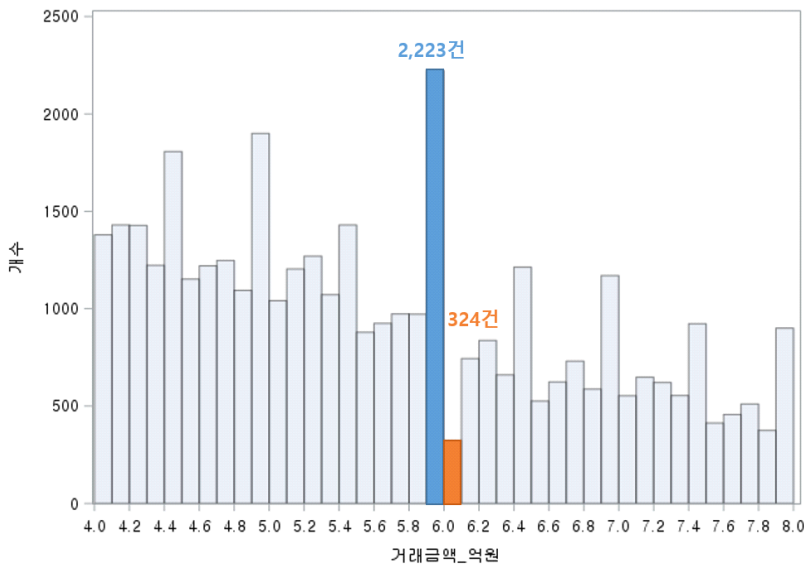
분석방법이다. 이는 사전에 설정한 분석반경(bandwidth) 내에 포함된 객체를 대상으로 커널함수²⁾를 이용하여 분석하는 방법이다. 커널밀도추정의 정확도는 커널함수의 종류와 대역폭(bandwidth)의 크기에 의해서 결정되며, 특히 대역 폭의 크기가 매우 중요하다(Chen, 2015; Silverman, 1986; Wand and Jones, 1994). 본 연구의 커널함수와 대역폭은 SAS9.4에서 기본적으로 제공하는 방법을 기준으로 하여 과소 또는 과다 추정되지 않도록 하였다. 추가적으로 아파트 거래분포와 가장 유사한 로그정규(log-normal) 분포를 분석하고 이를 비모수적 방법인 커널밀도함수로 추정한 값과의 차이를 비

교 · 검토하였다. 커널밀도추정을 위한 산식은 아래와 같이 표현된다(<그림 1> 참조).

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_h(x - x_i) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K_h\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$$

n : 객체(데이터) 수 x : 추정 객체
 x_i : i 번째 인접 개체 h : 대역폭(bandwidth)
 K : 커널함수

둘째, 커널밀도함수로 분석한 결과를 바탕으로 회귀분석을 통해 세울 차이에 따른 문턱효과에 영향을 확인하였다. 이것을 통해 선행연구와의 차이



자료: 이석희 · 전병욱(2020) p.123.

주: 파란막대, 5.9억 원 초과 6억 원 이하 거래량; 주황막대, 6억 원 초과 6.1억 원 이하 거래량.

<그림 1> 2018년 서울시 아파트 거래량(4~8억 원 구간)

1) 모수적 방법은 모수의 분포가 정규분포의 범주에 속한다는 사전적 가정하에 추정하는 방법인 반면, 비모수적 방법은 모분포의 사전적 가정 없이 실제 데이터만을 이용하여 추정하는 것이다.
 2) 커널함수는 원점을 중심으로 대칭이면서 적분값이 1인 non-negative 함수로 정의되며, 대표적인 함수로는 gaussian, epanechnikov, quartic 함수 등이 있다.

를 검토하였다. 회귀분석을 위한 종속변수와 독립 변수는 이석희·전병욱(2020) 연구와 동일하게 구성하였지만, 종속변수에 커널밀도함수를 이용한 변수를 추가한 점에서 차이가 있다. 종속변수에 대한 구체적인 설명은 다음과 같다. <그림 1>와 같이 아파트 가격대별 거래량은 서울변곡점인 6억 원을 중심으로 6억 원 하단 부분은 파란막대와 같이 불록하게 솟아 있고, 6억 원 상단 부분은 주황 막대와 같이 오목한 형태를 보인다. 가격대별 아파트 거래량은 서울변곡점과 ‘억’ 단위 가격 상단과 하단 부분은 이와 같이 불록한 부분과 오목한 부분이 계속 나타나는데, 선행연구는 이를 조세, 시장 경기, 심리적 요인에 의한 것이라 밝히고 있다. 본 연구도 해당 연구에 착안하여 불록오목비율, 불록 비율, 오목비율을 사용하여 분석하였다. 즉 조세, 시장경기, 심리적 요인이 ‘억’ 단위 가격 상단과 하단 부분의 불록비율, 오목비율, 불록오목비율에 어떠한 영향을 주는지 분석하는 것이다. 다만 본 연

구에서는 분석의 정밀도 제고를 위해 커널밀도추정을 추가적으로 활용하였다.

<표 1>의 불록오목비율에 대한 산식에서 $V_{x.0}$ 는 x 억 원부터 (x 억 원+1천만 원)까지의 거래량이고, $V_{(x-1).9}$ 는 $\{(x-1)억 원+9천만 원\}$ 부터 x 억 원까지의 거래량을 의미한다. 즉 본 불록오목비율을 이용하여 취득세율이 변동되는 6억 원과 9억 원과 함께 어림수인 개별 ‘억’ 단위 가격 주변의 거래량 변화를 분석하는 것이다. 불록비율은 ‘억’ 단위 가격 하단의 불록한 거래량에 대한 비율이고, 오목비율은 ‘억’ 단위 가격 상단의 오목한 거래량에 대한 비율을 의미한다. 각각 1, 2의 방법은 불록 또는 오목한 거래량에 대한 분모값³⁾이 주변값의 평균인지 커널밀도추정에 의한 값인지에 따라 구별된다.

셋째, 회귀분석결과를 검증하기 위해 서울의 2020년 1분기 거래데이터를 이용하여 검증하였다. 즉, 회귀분석결과로 도출된 취득세율 변곡점의

<표 1> 종속변수 및 독립변수 정의

구분		수식	비고
종속변수	불록오목비율	$= V_{(x-1).9} / V_{x.0}$	-
	불록비율 1	$= V_{(x-1).9} / ((V_{(x-1).7} + V_{(x-1).8} + V_{x.1} + V_{x.2}) / 4)$	-
	불록비율 2	$= V_{(x-1).9} / KDE_{(x-1).9}$	커널밀도함수 이용
	오목비율 1	$= V_{x.0} / ((V_{(x-1).7} + V_{(x-1).8} + V_{x.1} + V_{x.2}) / 4)$	-
	오목비율 2	$= V_{x.0} / KDE_{x.0}$	커널밀도함수 이용
독립변수	주택시장경기	$= \frac{index_{현재} - index_{1년전}}{index_{1년전}} \times 100$	실거래가지수 이용
	가격수준	= x 억 원	-
	취득세율 변곡점	(더미) 6억 원=1, 9억 원=1, 그 외=0	-

3) 분모값은 ‘문턱효과가 없을 경우를 가정한 추정 거래량’을 의미한다.

회귀계수가 개정 세율이 적용된 2020년에 적용이 되는지를 분석하는 것이다. 다만 한계세율의 비연속성이 완전히 해소되는 것이 아니기 때문에 조세에 의한 문턱효과(조세왜곡효과)가 사라지는 정도를 측정하였다.

두 번째 과정인 세수추정은 시나리오를 설정하여 세수의 변화를 분석하였다. 단순히 개정된 세율만 적용하는 경우와 개정된 세율과 문턱효과가 일부 해소되는 경우를 가정하여 시나리오를 설정하였다. 세수 변동수준 분석은 취득세가 시·도세라는 점을 고려하여 모든 시·도를 대상으로 하였다.

IV. 실증분석

1. 데이터 구축 및 분포 분석

우선 분석을 위해 데이터를 구축하였다. 데이터

는 국토교통부의 실거래가 공개시스템⁴⁾을 통해 수집하였다. 수집한 2013년 4분기부터 2019년 4분기까지 서울특별시의 아파트 실거래가격 데이터는 총 596,697건이다. 이 중 5억 이하가 전체의 56.3%인 33만여 건으로 나타났고, 5억 원 초과 20억 이하 실거래가 건수는 42.2%인 총 252,187건으로 나타났다.(<표 2> 참조)

각 연도별 거래가격 구간별 거래량을 히스토그램으로 분석할 경우 <그림 2>와 같이 오른쪽으로 꼬리가 치우친 분포로 나타났으며, 로그정규분포(log-normal distribution)와 유사한 형태인 것을 확인하였다. 세율변곡점인 6억 원과 9억 원 지점의 경우 변곡점 하단은 거래량이 급등하고, 상단은 거래량이 급락하는 형태인 것으로 나타났다.

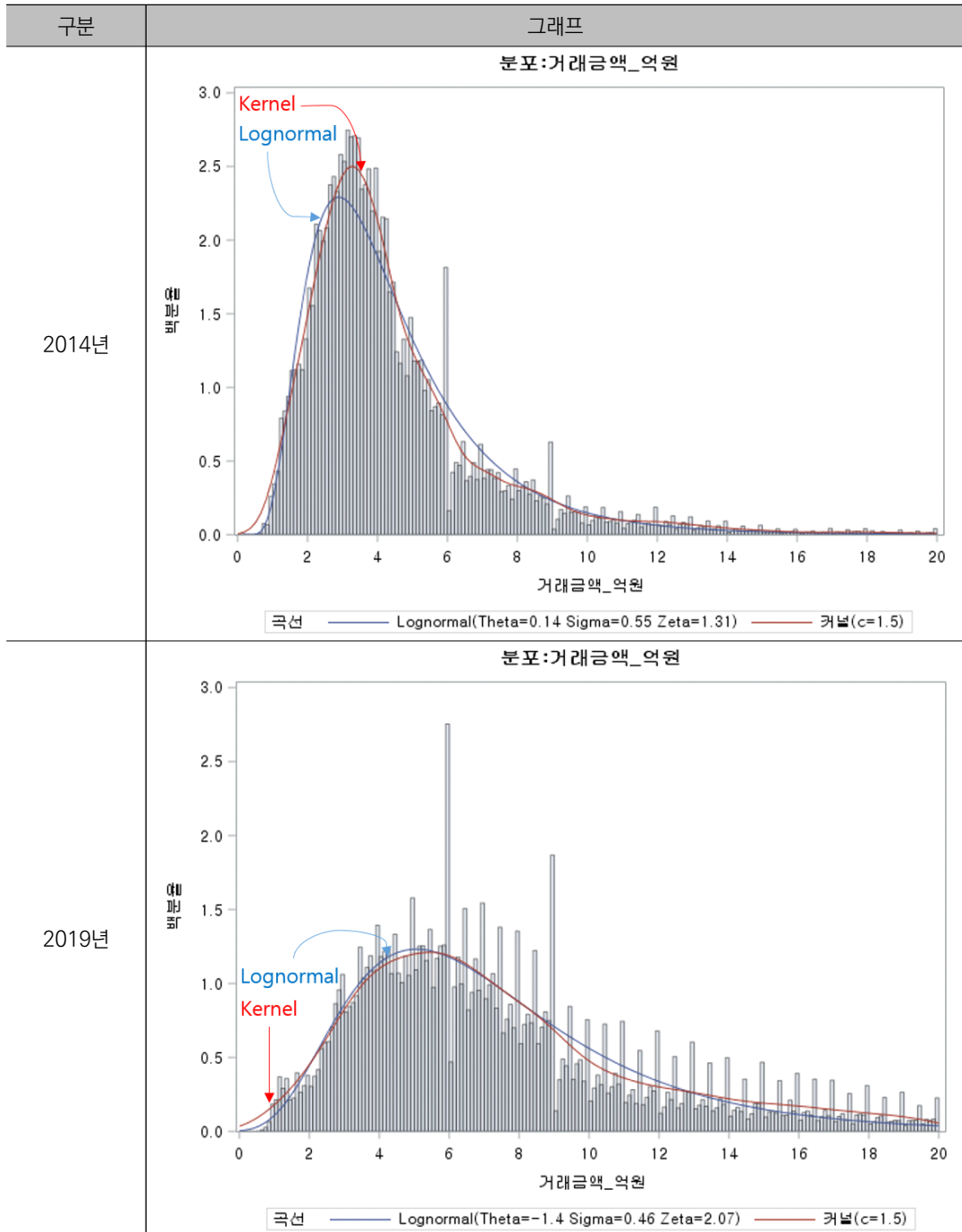
아파트 거래량 히스토그램에서는 2014년의 경우 3억 5천만 원 지점까지 거래량이 증가하다가 그 이후에 감소하는 것으로 나타났지만, 점차 아파트 가격이 상승하면서 2019년의 경우 5억 원 지점

<표 2> 연도별 서울시 아파트 실거래가격 데이터 제공 현황

연도	5억 원 이하	5~10억 원	10~15억 원	15~20억 원	20~25억 원	25~30억 원	30억 원 초과	합계
2013	14,036	4,651	645	143	53	14	13	19,555
2014	61,242	20,047	3,115	714	255	93	92	85,558
2015	82,784	30,957	4,686	996	397	120	115	120,055
2016	65,722	36,176	5,944	1,467	477	216	220	110,222
2017	51,933	40,257	8,716	2,856	661	339	326	105,088
2018	37,562	32,750	6,550	2,872	893	358	407	81,392
2019	23,074	33,716	10,125	4,804	1,736	716	656	74,827
합계	336,353	198,554	39,781	13,852	4,472	1,856	1,829	596,697

주: 데이터 다운로드 시기: 2020.5.6.

4) <http://rt.molit.go.kr/> (2020.05.06. 검색)



주: 막대, 1천만 원 단위.

〈그림 2〉 히스토그램 및 커널밀도분석

까지 거래량이 증가하다가 그 이후에 감소하는 것으로 나타났다. 문턱효과를 분석하기 위해 거래량 변화량이 일정한 5억 원 이상 부분으로 한정하여 분석을 진행하였다(〈표 2〉 참조).

2. 문턱효과 분석

1) 커널밀도분석

주택시장의 문턱효과를 분석하기 위해 종속변수와 독립변수를 산정하였다. 각 변수는 〈표 1〉의 산식과 같이 산정하였다. 종속변수 중 볼록비율 2와 오목비율 2는 커널밀도함수를 이용하여 산정하였다. 히스토그램상에 모수적방법인 로그정규분포와 비모수적방법인 커널밀도추정에 의한 분포를 표현할 경우 〈그림 2〉와 같이 나타났다. 주택시장 거래분포는 로그정규분포와 매우 유사한 형태를 지니고 있었지만, 커널밀도추정에 의한 분포와 보다 유사한 것을 확인할 수 있었다. 분포 적합도 검정(goodness of fit)을 위해 가장 일반적인 방법인 카이제곱(chi-squared) 적합도검정을 통해 검정을 할 경우에도 커널밀도추정에 의한 분포가 보다

적합한 것으로 나타났다. 즉 커널밀도추정 방법을 통해 문턱효과가 없을 경우를 가정한 거래량을 추정하는 것이 타당한 것으로 판단된다.

이상의 방법을 통해 분석한 종속변수의 기초통계량은 〈표 3〉과 같이 분석되었다. 각 ‘억’ 원 단위에서 포착되는 볼록오목비율은 평균적으로 5.419로 나타났다. 즉 ‘억’ 원 상단 거래량 대비 ‘억’ 원 하단 거래량이 5.419배라는 의미이다. 볼록비율 1은 평균 2.502배로 나타났지만, 커널밀도함수를 이용한 볼록비율 2는 평균 1.990배로 비교적 낮게 분석되었다. 오목비율 1은 평균 0.604배였고, 오목비율 2는 평균 0.514로 나타났다. 중위수 값을 통해 확인한 각 종속변수의 비율은 평균값과 큰 차이가 나지 않는 것으로 확인되었다.

2) 회귀분석

구축한 데이터를 바탕으로 주택시장의 경기, 주택의 가격수준, 취득세의 세율변곡점 여부가 문턱효과에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 분석하였다. 5가지의 종속변수별 분석을 통해 총 5개의 모델이 도출되었고, 분석결과는 〈표 4〉와 같다.⁵⁾

〈표 3〉 종속변수의 기초통계량

변수	N	MEAN	STD.	MIN	Q1	MED.	Q3	MAX	SKEW	KURT
볼록오목비율	373	5.419	4.591	1.000	2.435	4.327	6.750	38.750	3.025	14.493
볼록비율 1	373	2.502	1.183	0.800	1.714	2.361	3.000	16.000	4.679	46.587
볼록비율 2	373	1.990	0.584	0.521	1.470	2.054	2.384	4.081	0.227	-0.188
오목비율 1	373	0.604	0.318	0.000	0.381	0.585	0.803	2.667	1.422	7.219
오목비율 2	373	0.514	0.254	0.000	0.334	0.486	0.687	1.937	0.657	1.947

5) 세율변곡점이 두 지점(6억 원, 9억 원)이기 때문에 두 지점 각각을 더미 처리한 모델을 구성할 수 있지만, 분리하여 분석한 결과 6억 원 지점과 9억 원 지점에서 문턱효과 영향의 차이가 유의미한 수준이 아니었다. 따라서 본 연구에서는 해당 분석모형을 따로 표시하지 않았다.

〈표 4〉 회귀분석 결과

구분	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 4	MODEL 5	
	블록오목비율	블록비율 1	블록비율 2	오목비율 1	오목비율 2	
Intercept	-1.414*	0.097	0.523***	1.003***	0.995***	
주택시장경기	0.018	0.051***	0.032***	0.000	-0.002	
가격수준	0.449***	0.151***	0.090***	-0.028***	-0.034***	
취득세율 변곡점	10.063***	1.302***	0.974***	-0.508***	-0.480***	
설명력	R ²	0.492	0.322	0.532	0.271	0.446
	Adj R ²	0.487	0.316	0.528	0.265	0.441

* p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.001.

주택시장경기는 블록비율에만 유의미한 영향을 주고, 오목비율에는 유의미한 영향이 없는 것으로 확인되었다. 이것은 주택시장경기가 좋을수록 ‘억’ 단위 가격을 포함한 x 억 9천만 원대의 거래량이 급격히 증가하고, ‘억’ 단위 초과 거래량에는 큰 영향이 없다는 것을 보여준다. 즉 ‘억’ 단위 상단의 거래량이 하단으로 이동한 것이 아니라, x 억 9천만 원 이하에 거래되어야 할 주택이 x 억 9천만 원대에 거래가 된 것을 의미한다. 주택시장경기가 좋기 때문에 지속적인 상승을 예상하고 매도자와 매수자가 비교적 높은 가격대에서 매매계약을 체결한 것이다.

가격수준은 블록오목비율, 블록비율, 오목비율 모두 유의미한 영향을 주고 있었다. 높은 가격대의 아파트일수록 1천만 원의 가격이 가지는 자극이 상대적으로 작아지면서, 어림수인 ‘억’대 수준에서 거래가 이루어지는 경향이 높아지는 것이다.

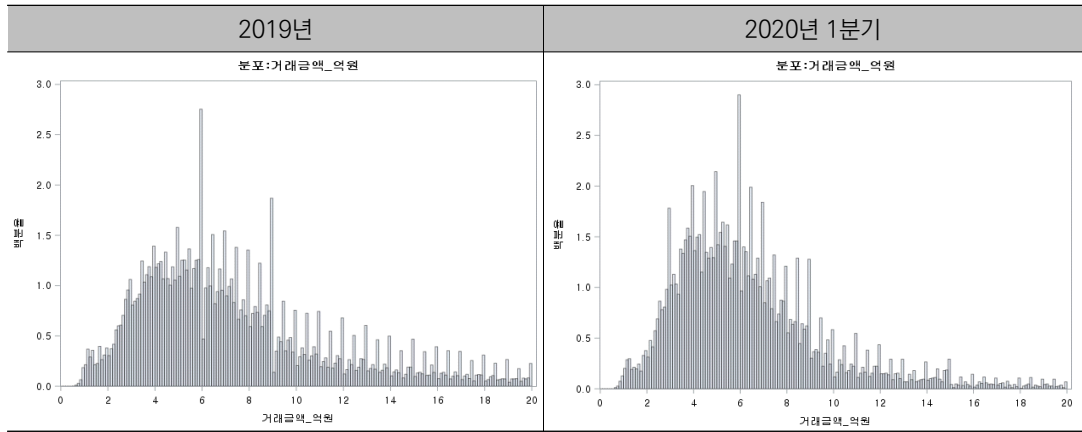
마지막으로 취득세율이 변하는 6억 원과 9억 원 지점에서 블록오목비율, 블록비율, 오목비율 모두 유의미한 영향을 받았다. 취득세율 변곡점에서 블

록비율은 97.4% 또는 130.2%보다 상승하는 것으로 나타났고, 오목비율은 48.0% 또는 50.8% 하락하는 것으로 나타났다. 즉 서울인상에 따른 심리적 저항으로 인해 서울변곡점 상단 부분에서 거래되어야 할 아파트들이 매매가격을 1~2천만 원 낮추어 서울변곡점 하단 부분에서 거래하는 것이다.

이상의 분석결과는 선행연구와 동일하게 나타났다. 다만 모델 설명력 측면에서 블록비율은 커널 밀도함수를 활용한 Model 3이, 오목비율 역시 커널 밀도함수를 활용한 Model 5가 설명력이 보다 높게 나타났다. 따라서 비모수적방법을 이용한 분석방법이 주택시장의 문턱효과를 분석하는 측면에서는 보다 정교하게 분석이 가능하다는 것을 보여주었다.

3) 조세왜곡효과 검증

개정된 「지방세법」이 시행된 2020년 1월 1일 이후 1분기 동안 주택시장의 거래가격과 거래량의 변화를 분석함으로써, 취득세율 변경에 따른 그 영향을 확인하였다. 서울 변곡점인 6억 원과 9억 원



주: 막대, 1천만 원 단위.

〈그림 3〉 2019년 거래분포와 2020년 1분기 거래분포

지점의 2020년 1분기의 거래량 변동은 기존에 비해 다소 완화된 것으로 나타났다. 〈그림 3〉 상에도 2020년 1분기의 5억 9천만 원~6억 원 구간과 8억 9천만 원~9억 원 구간의 거래량 비율은 2019년 대비 다소 감소하였고, 6억 원~6억 1천만 원 구간과 9억 원~9억 1천만 원 구간의 거래량 비율은 다소 증가한 것을 확인할 수 있다. 2019년 블록비율 1은 2.361이지만, 2020년의 블록비율 1은 2.047로 다소 완화된 것으로 나타났다. 오목비율 1 역시 2019년에는 0.402이지만 2020년에는 0.681로 격차가 완화되었다(〈표 5〉 참조).

블록비율 1 측면에서 회귀분석시 Model 2의 세율변곡점 회귀계수인 1.302 만큼의 조세왜곡효과

가 사라지지는 않았지만 24% 정도 완화되었다. 오목비율 1의 경우 Model 4의 회귀계수인 -0.508 만큼의 조세왜곡효과 전체가 사라지지는 않았지만 55% 정도 완화되었다. 커널밀도함수를 이용한 블록비율 2와 오목비율 2를 이용하여 분석한 결과도 유사하게 나타났다. 이것은 취득세율 변경에 따라 한계세율의 비연속성이 완화되었을 뿐 완전히 해소된 것이 아니기 때문에 2020년에도 일정부분의 조세왜곡효과가 나타나고 있는 것이다.

3. 세수 영향 검토

분석한 내용을 바탕으로 취득세 관련 세수를 간

〈표 5〉 블록비율 및 오목비율 차이

구분	2019년 (A)	2020년 1분기 (B)	격차 (C= A-B)	회귀계수 (D)	격차율 (C/D)
블록비율 1	2.361	2.047	0.314	1.302	24.1%
오목비율 1	0.402	0.681	0.279	-0.508	54.9%

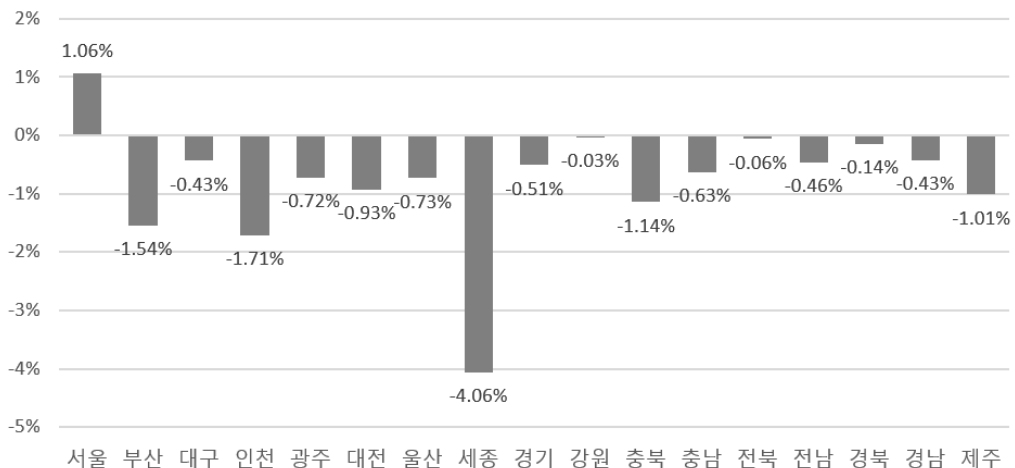
주: 블록비율과 오목비율은 1에 가까울수록 문턱효과가 없다는 것 의미.

략히 분석하였다. 세수는 2019년 거래가격과 거래량을 기준으로 하여 시나리오별로 분석하였다. 시나리오 1은 2020년 거래분포가 2019년과 동일할 가능성은 없지만, 순수 세율 차이에 따른 비교를 위해 2019년과 동일하다고 가정을 하고 세율만 개정된 것을 적용하였다. 시나리오 2는 2020년 거래량의 총합은 2019년과 동일하다고 가정하고, 거래가격과 거래량 분포가 2020년 1분기의 형태와 동일하다고 가정한 것이다. 즉, 2020년의 아파트시장인 경기에 따라 거래량의 총합은 2019년과 달라지겠지만 순수히 취득세율 변경에 따른 조세왜곡효과 일부 해소된 측면과 세율 개정에 따른 세수 변동수준을 파악하고 한 것이다.

취득세는 지방세 중에서 시·도세이기 때문에 시·도별 세수를 추정하였다. 시나리오 2를 적용할 때는 서울시의 2020년 1분기 거래분포를 기준으로 하여 모든 시·도에 적용하였다. 6억 원에서 9억 원 사이의 거래량은 서울시에 가장 많기 때문에 분석결과의 신뢰성이 가장 높기 때문이다.

우선 서울시를 대상으로 2019년의 세수, 시나리오 1의 세수를 분석하였다. 그리고 2019년 거래분포를 기초로 하되, 2020년 1분기 거래분포형태를 고려하여 조세왜곡효과를 부분적으로 제거한 시나리오 2의 세수를 분석하였다. 기준치 대비 시나리오 1은 세수가 1.05% 증가하였다. 즉 취득세율 개정에 따라 세수가 증가하는 것이다. 시나리오 2는 기준치 대비 1.06% 증가하였다. 즉 문턱효과에서 조세왜곡효과가 일부 제거되었을 경우 세수가 미세하게 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이것은 세율 변곡점인 6억 원과 9억 원 지점에서 세율이 낮은 문턱 바로 하단에서 거래되던 아파트 거래량의 일부가 세율이 비교적 높은 문턱 상단으로 이동하면서 세수가 미미하게 증가한 것으로 판단된다.

이와 동일한 방식으로 모든 시·도에 적용할 경우, 시나리오 1과 시나리오 2는 모든 시·도에서 거의 차이가 나타나지 않았다. 다만 서울을 제외한 모든 시·도가 세수가 감소하는 것으로 나타났다. <그림 4>에서 나타나듯이 대체적으로 0.5%에서 1.5%



<그림 4> 시도별 시나리오 2의 세수 증감률

가 감소하는 것으로 분석되었고, 세종시의 경우 4% 이상 아파트 유상취득세가 감소하는 것으로 확인되었다. 따라서 부동산의 가격이 높은 서울은 취득세가 증가하고, 그렇지 않은 지역의 세수가 감소하는 세수 격차의 심화 현상이 나타났다. 전체적인 세수 측면에서 큰 변화는 없으나, 각 시·도별 입장에서는 아쉬운 대목이라 할 수 있다(〈표 6〉 참조).

V. 결론

본 연구는 부동산 취득세 세율체계 개편으로 인해 나타나는 세수 영향을 분석하였다. 이를 위해 취득세로 인한 주택시장의 문턱효과를 비모수적방법을 이용하여 보다 정교하게 분석하였고, 이를 바탕으로 전국 시·도의 아파트 유상취득세 관련 세수 영

〈표 6〉 시도·시나리오별 세수 증감률

(단위: 백만 원)

시도	2019년 기준 세수			시나리오 1 세수 증감률 (%) $((B-A)/A)$	시나리오 2 세수 증감률 (%) $((C-A)/A)$
	기존 세율 적용 (A)	시나리오 1	시나리오 2		
		개정 세율 적용 (B)	개정 세율 적용 & 문턱효과 일부 해소 (C)		
서울	1,416,658	1,431,516	1,431,609	1.05	1.06
부산	143,486	141,267	141,278	-1.55	-1.54
대구	105,232	104,772	104,777	-0.44	-0.43
인천	106,486	104,662	104,666	-1.71	-1.71
광주	48,320	47,970	47,971	-0.72	-0.72
대전	81,662	80,901	80,904	-0.93	-0.93
울산	38,161	37,883	37,883	-0.73	-0.73
세종	26,668	25,583	25,586	-4.07	-4.06
경기	713,725	710,018	710,072	-0.52	-0.51
강원	20,216	20,209	20,209	-0.03	-0.03
충북	29,091	28,759	28,759	-1.14	-1.14
충남	47,850	47,548	47,549	-0.63	-0.63
전북	29,006	28,988	28,988	-0.06	-0.06
전남	25,073	24,958	24,958	-0.46	-0.46
경북	34,235	34,186	34,186	-0.14	-0.14
경남	67,160	66,873	66,873	-0.43	-0.43
제주	6,872	6,803	6,803	-1.01	-1.01
전국	2,939,899	2,942,896	2,943,071	0.10	0.11

향을 검토하였다. 연구의 주요 결론은 다음과 같다.

첫째, 비모수적 방법인 커널밀도함수를 이용한 거래량 추정과 이를 활용한 문턱효과 분석은 기존의 연구 대비보다 정교한 문턱효과 분석이 가능하다는 것을 보여주었다. 이를 통해 문턱효과에서 나타나는 조세왜곡효과와 가격턱효과를 보다 정밀하게 분석하였다.

둘째, 2020년 1분기 아파트 거래가격 및 거래량 분포를 분석함으로써 취득세 세율체계 개편 이후 조세왜곡효과를 비롯한 문턱효과의 해소 정도를 확인하였다. 선행연구(이석희·전병욱, 2020)에서 밝혔듯이 한계세율의 비연속성이 완전히 해소되지 못해 조세에 의한 문턱효과(조세왜곡효과)도 부분적으로만 해소된 것으로 확인되었다.

셋째, 취득세 세율체계 개편은 시·도 간의 세수 격차를 축소시키고 있는 것으로 나타났다. 정확하게는 서울만 세수가 증가하고, 그 외 시·도는 세수가 감소하는 것으로 확인되었다. 기존에도 주택시장의 활성화와 매매가격 수준 등의 요인으로 취득세 관련 세수규모는 서울 등 대도시가 도 지역 대비 큰 상황이었지만, 이번 지방세법 개정으로 이러한 상황을 미미하지만 좀 더 축소시키는 상황이 된 것이다.

전체적인 측면에서 주택시장의 문턱효과를 해소하기 위한 취득세율 개편이 부분적인 성공을 거두고 있지만, 추가적으로 검토해야 할 부분이 있는 것으로 보인다. 주택시장 관련 문제를 해소하기 위한 정책으로써 조세정책을 활용하였지만, 재정 부분에 영향을 주고 있는 것이다. 따라서 주택시장, 정부재정 등에 영향을 주는 정책은 충분한 검토를 바탕으로 추진이 되어야 할 것으로 보인다.

본 연구는 주택시장의 문턱효과 분석방법론과

세율체계 개편 관련 문턱효과 부분적 해소 측면에서 학술적 의의가 있는 것으로 보여진다. 또한 문턱효과의 부분적 해소와 취득세 세수 영향 관점에서 정책적 의의가 있어 유의미한 연구라 판단된다. 다만 서울 외 시·도의 경우 고가 주택 거래량의 부족으로 문턱효과 분석 및 검증을 하지 못한 점과 세법 개정 후 1분기만의 데이터를 이용하여 간이 세수분석을 진행한 점은 한계라 할 수 있다.

참고문헌

- 권혁신, 방두완. (2016). 주택정책의 정책효과 및 정책시차 효과에 관한 연구. *주택도시금융연구*, 1(2), 31-51.
- 김재휘, 경사로다. (2015). 단수가격 앞자리수가 가격 할인지각에 미치는 효과: 인지적 접근성에 따른 범주화 현상을 중심으로. *한국심리학회지: 소비자, 광고*, 16(1), 21-43.
- 노영훈. (2013). *주택거래 활성화를 위한 취득세 감면과 지방재정*. 세종: 한국조세재정연구원.
- 이석희, 전병욱. (2020). 주택시장의 문턱효과에 대한 연구: 조세, 경기 및 심리적 측면을 중심으로. *국토연구*, 104, 117-132.
- 이선화. (2015). *주택거래 과세의 기능과 효과에 대한 연구*. 세종: 한국지방세연구원.
- 주만수. (2014). *취득세 과세체계의 정상화 방안 연구: 서울구조를 중심으로*. 서울: 한국지방세연구원.
- 주만수, 윤성호. (2015). 비연속적 취득세율의 주택시장에 대한 효과 분석. *경제학연구*, 64(1), 151-186.
- 지오. (2019). *감정평가이론*. 서울: 박문각.
- Best, M. C., & Kleven, H. J. (2012). *Property transaction taxes and the housing market: Evidence from*

- notches and housingstimulus in the UK*. London: London School of Economics and Political Science.
- Chen, S. (2015). Optimal bandwidth selection for Kernel density functionals estimation. *Journal of Probability and Statistics*, 2015, 1-21.
- Hilber, C. A., & Lyytikäinen, T. (2012). *The effect of the UK stamp duty land tax on household mobility*. London: Spatial Economics Research Centre.
- Kopczuk, W. and Munroe, D. J. 2014. *Mansion tax: The effect of transfer taxes on the residential real estate market*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Lynn, M., Flynn, S. M., & Helion, C. (2013). *Do consumer prefer round prices? Evidence from pay-what-you-want decisions and self-pumped gasoline purchases*. Ithaca, NY: Cornell University.
- Silverman, B. W. (1986). *Density estimation for statistics and data analysis* (p. 26). London, UK: CRC Press.
- Wand, M. P., & Jones, M. C. (1994). *Kernel smoothing*. London, UK: CRC Press.

논문접수일: 2020.05.11

논문심사일: 2020.06.05

게재확정일: 2020.06.09

Threshold effect of housing market: Focused on Kernel density estimation and tax revenue impact analysis

Seok Hee Lee*

Abstract

Using a non-parametric method, this study examined the threshold effect of the housing market due to acquisition tax in a more sophisticated analysis. The impact of tax revenues in cities and provinces across the country was then analyzed. The main conclusions are as follows. First, the threshold effect analysis using kernel density estimation revealed that more sophisticated threshold effects were possible compared to those found in conventional studies. Second, by analyzing the distribution of apartment transaction prices and volume in the first quarter of 2020, the degree of resolution of the threshold effect, including the effect of tax distortion, was confirmed after the reorganization of the acquisition tax rate system. As the non-continuity of the marginal tax rate for the acquisition tax the threshold effect of the tax was only partially resolved. Third, the reorganization of the acquisition tax rate system was found to facilitate the polarization of tax revenue between cities and provinces. Overall, the reorganization to address the threshold effect of the housing market has been partially successful, but side effects also appear to occur.

Key words: housing market, acquisition tax rate, threshold effect, Kernel density estimation, tax revenue impact

* Researcher, Korea Appraisal Board, E-mail: sirking_lee@uos.ac.kr

© Copyright 2020 Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.