

헤크만 2단계 모형을 이용한 수도권과 비수도권의 주택수요 특성분석

이민지* · 정수연**

요약

본 연구는 헤크만 2단계 모형을 활용하여 수도권과 비수도권의 주택수요함수를 추정한 후 각 설명변수들의 탄력성을 추정하였다. 분석에는 국토교통부의 2019년 주거실태조사 자료를 사용하였으며 가격탄력성 변수로는 사용자비용을 사용하였다. 분석결과 수도권이 비수도권에 비해 소득탄력성은 더 컸으며, 가격탄력성도 그러한 경향을 보였다. 다만, 주택면적의 분위별로 그 경향이 약간 다르게 나타났는데, 수도권은 작은면적의 주택에 거주하는 가구가 그렇지 않은 가구에 비하여 소득탄력성이 컸다. 그러나 비수도권은 넓은 면적의 주택에 거주하는 가구가 소득탄력성이 더 컸다. 가격탄력성의 결과를 살펴보면, 기존 연구결과들의 자가주택 수요함수에서 사용자비용 탄력성이 음(-)의 부호를 보인 것과 달리 본 연구에서는 수도권과 비수도권 모두에서 사용자비용의 탄력성이 양(+)의 값으로 나타났다. 이는 주택소유비용이 증가하면 주택수요가 증가하는 것을 의미하는데 최근 부동산 시장에 나타난 '영끌' 현상을 반영한 결과라 할 수 있다. 가격탄력성의 결과는 수도권이 비수도권에 비해 더 큰 것으로 나타났는데 이는 주택가격 상승에 따라 자가주택을 수요하려는 경향이 비수도권에 비해 수도권이 더 강하다는 것으로 해석할 수 있으며, 이는 일반적으로 주택시장에서 관찰되는 현상과 크게 다르지 않다고 할 것이다.

핵심어 : 헤크만모형, 분위회귀분석, 주택수요, 소득탄력성, 가격탄력성

* 이민지, 주저자, 제주대학교 지속성장데이터사이언스학부 경제학과 박사과정, minjilee@jejunu.ac.kr
** 정수연, 교신저자, 제주대학교 경제학과 교수, jsyecono2@jejunu.ac.kr

© Copyright 2022 Housing Finance Research Institute. 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.

1. 서론

최근 부동산시장의 가장 대표적인 키워드는 ‘영끌’이다. 2018년부터 소득이 적은 30대 청년들이 대출을 비롯해 동원할 수 있는 모든 자금을 있는대로 끌어모아 주택을 구매하는 것이 시장에서 관찰되며, 한국사회의 이슈가 되어왔다. 그 모습이 마치 영혼까지 끌어모으는 것 같아 ‘영끌매수’라고 불리워지는 이 주택구매 행태는 2022년 현재까지도 지속되고 있다.

사회문제처럼 다루어지지만 사실 이 영끌현상은 주택가격의 상승시기에는 자연스러운 현상이라고 할 수 있다. 일반적으로 주택구매자는 주택가격이 상승하면, 임대주택에 계속 거주하다가 영월히 집을 구매할 수 없을지도 모른다는 불안감에 추격매수에 나서기 마련이다. 주택가격 상승기에는 낙관적 기대가 또한 작용하고 이것이 구매결정을 견인한다. 즉 경기변동에 따라 호황에는 주택가격이 상승하고, 불황기에는 주택가격이 하락하기 마련임에도 주택가격상승기에 주택수요자는 지속적으로 가격이 상승할 것이라는 희망을 가진다. 이러한 낙관적 기대 때문에 주택가격 상승기에 주택가격은 더욱더 가파르게 상승하기 마련이다.

기존 연구들을 살펴보면 주택관련 연구에서 소득이 상승하면 주택수요가 증가하고 소득이 하락하면 주택수요가 감소한다(김순용 · 박헌수, 2015; 박수진 외, 2020; 조주현 · 김주원, 2010). 이는 일반적인 주택수요자 구매행위에 대한 관념과 일치하는 연구결과들이다. 그리고 주택을 보유함에 있어 지출되는 사용자비용이 높을수록 주택수요는 감소하고, 사용자비용이 낮을수록 주택수요는 증가한다고 알려져 있다(김순용 · 박헌수, 2015; 조주현 · 김주원, 2010). 그러나 한국 주택시장에서 영끌현상이 시작된 2018년 이래 관찰되는 현상은 주택가격이 급상승하여 주택보유에 드는 사용자비용이 동반상승함에도 불구하고, 주택수요는 오히려 증가하였다는 것이다. 기존 연구들의 분석결과는 이러한 현상을 뒷받침하는 결과라고 보기는 어려운데 그 이유는 기존연구들이 사용한 데이터들이 2018년 이후 자료가 아니라 가장 최신의 자료 2016년이기 때문이라고 할 것이다.¹⁾ 만약 2018년 이후의 자료를 사용한다면, 주택가격이 급상승하여 주거비용이 증가해도 주택수요가 증가하는 현상을 뒷받침하는 분석결과를 얻을 수 있었을 것이다.

이에 본 연구는 기존 연구들이 2016년 자료를 사용한 것과는 달리 가장 최신의 자료인 2019년 자료를 사용하여 기존 연구들과 동일한 결과를 얻는지, 아니면 기존 연구들과는 달리 현재의 영끌현상을 뒷받침하는 결과를 얻게 되는지를 살펴보고자 한다. 본 연구가 기대하는 바는 ‘주택가격

1) 예를 들어 박수진 외(2020)의 연구는 2016년 주거실태조사 자료를, 김순용 · 박헌수(2015)의 연구는 2012년 주거실태조사자료를, 김주원 · 정의철(2011)의 연구는 2008년 11차 한국노동패널자료를 사용하였다.

급상승기에는 사용자비용이 높아도 주택수요는 증가한다는 것'이다. 또한 소득이 높을수록 주택수요는 증가한다는 것도 검증해보고자 한다. 그리고 이러한 행태가 수도권 비수도권에서 다르게 관찰되는지를 보고자 한다. 왜냐하면 한국의 수도권과 비수도권의 불균등 발전경향을 살펴볼 때, 주택수요에 대한 소득탄력성은 수도권이 더 높을 것이며, 영끌현상은 비수도권보다는 수도권에서 강하게 관찰되었던 현상이기 때문이다.

이 분석을 위해 사용한 자료는 2019년 주거실태조사이며, 표본수는 61,170개이다. 그리고 모형으로는 헤크만의 2단계추정법을 사용하였다. 본 연구는 2장에서는 기존 선행연구를 살펴보고 제3장에서는 분석자료와 모형을, 그리고 제4장에서는 분석결과를 종합한 후 제5장에서 소결한다.

II. 선행연구

주택수요에 관한 연구들은 주택수요를 예측하기 위한 연구(김준형 외, 2013; 민인식, 2015), 주택 수요 그 자체를 추정하기 위한 연구들(신미림·남진, 2011; 이창무·박지영, 2009; 정수연·강지협, 2016)이 있으며 본 연구처럼 주택수요 결정요인을 분석한 연구들(김순용·박현수, 2015; 김주원·정의철, 2011; 박수진 외, 2020)이 있다. 주택수요를 나타내는 변수로 무엇을 사용하는가는 크게 두 가지로 구분되는데, 하나는 주택가치이며 다른 하나는 면적이다. 주택수요를 추정하는 정수연·강지협(2016)의 연구는 주택의 면적을 주택수요변수로 사용하였고 이는 정의철·조성진(2005)의 연구 등 맨큐 & 와일모형에 기반하여 주택수요를 추정하는 논문들의 대부분에서 공통적이다.

주택수요를 좌우하는 중요한 요인으로 소득과 사용자비용을 사용하는 연구, 즉 김순용·박현수(2015), 박수진 외(2020), 윤주현·김혜승 외(2000)의 연구에서도 주택수요를 나타내는 변수로는 면적을 사용한다. 그러나 일부 연구에서는 주택가치를 주택수요를 나타내는 변수로 지불임대료와 주택가격을 사용하는데 조주현·김주원(2010)의 연구가 그러하다. 본 연구에서는 한국 다수의 연구가 그러하듯이 면적을 주택수요변수로 사용하였다.

주택수요는 소득과 주택서비스가격 및 임대료 영향을 받는다. 이에 따라 주택수요함수는 <식 1>과 같이 정의한다.

$$H = H(Y, P_h) \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

단, 여기에서 Y는 소득, P_h 는 주택가격²⁾

2) 최근의 많은 연구들에서는 주택수요 결정요인으로 소득과 가격 외에 주거선호, 가구특성들도 고려한다.

이 식이 의미하는 바는 소득이 증가할수록 주택수요는 증가하고, 주거서비스 가격이 증가할수록 주택수요는 감소한다는 것이다.

주택수요함수 추정에 있어 중요한 것은 소득과 주거서비스 가격의 변수를 무엇으로 설정할 것인가이다. 먼저 소득변수로는 많은 연구들(김순용 · 박현수, 2015; 김주원 · 정의철, 2011; 박수진 외, 2020; 윤주현 · 김혜승, 2000)에서 항상소득을 추정하여 사용한다. Follain(1979)은 주택수요에 대한 소득탄력성 산출에 있어 다양한 현재 소득, 항상소득(추정소득), 2년간 평균소득, 3년간 평균소득 등 세분화하여 소득탄력성을 산출하였는데 회귀식을 사용하여 추정한 소득을 사용했을 때 탄력성 값이 다른 소득변수들에 비해 크게 나타났다.

다음의 <표 1>은 기존 주택수요 연구에서 활용한 소득 및 가격변수를 보여준다. 공통적으로 많은 연구들에서 소득변수로 항상소득을 사용하는 것으로 나타났으나 가격변수에 있어서는 연구자들에 따라 다양하게 나타나고 있다. 헤크만 2단계 모형을 활용한 기존연구(김순용 · 박현수, 2015; 윤주현 · 김혜승, 2000; 조주현 · 김주원, 2010)의 경우 주택점유형태를 결정하는 프로빗 모형에서는 상대가격 변수를 사용하였으나, 주택수요함수 추정에서는 평당 사용자비용을 사용하였다.

<표 1> 헤크만 2단계 모형사용 기존 탄력성 연구

선행연구	분석자료	가격 및 소득변수
	모형	
윤주현 · 김혜승(2000)	데이터: 1999년 주거실태조사 모형: 헤크만 2단계	가격변수: 평당 사용자비용
		소득변수: 항상소득
조주현 · 김주원(2010)	데이터: 11차 노동패널(2008년) 모형: 헤크만 2단계	가격변수: 평당 사용자비용
		소득변수: 항상소득
김주원 · 정의철(2011)	데이터: 11차 노동패널(2008년) 모형: 헤크만 2단계	가격변수: 평당 사용자비용
		소득변수: 항상소득
김순용 · 박현수(2015)	데이터: 2012년 주거실태조사 모형: 헤크만 2단계	가격변수: 평당 사용자비용
		소득변수: 항상소득
박수진 외(2020)	데이터: 2006년, 2016년 주거실태조사 모형: 헤크만 2단계	가격변수: 상대가격
		소득변수: 항상소득

출처: 박수진 외(2020) 표 참고 및 재정리.

상대가격은 임차비용 대비 소유비용으로 정의되고 있고 소유비용은 사용자비용개념을 활용하여 산출되었다(김순용·박현수, 2015; 윤주현·김혜승, 2000; 조주현·김주원, 2010). 이와 달리 박수진 외(2020)에서는 임대료 대비 주택가격을 상대가격으로 정의하고 해당 상대가격을 프로빗 모형과 주택수요함수추정 모형에 사용하였다.

본 연구는 주택을 소유하는 데 드는 비용으로 사용자비용을 사용하였다. 주택을 소유하는 데 드는 소유비용으로 사용자비용개념을 사용하면 단순히 ‘주택보유에 드는 비용이 증가하면 주택을 소유하려 하지 않는다’는 해석만 가능한 것이 아니라 ‘가격이 계속 상승할 것이라는 기대감에 의한 투자욕구’로 해석하는 것이 가능하다는 장점이 있다. 윤주현·김혜승(2000, p. 59)의 연구에서도 지적하고 있는 바와 같이 사용자비용 탄력성은 그 자체가 주택투자수요를 의미하기 때문이다.

기존 연구들의 분석 결과들을 살펴보면 공통적으로 나타나는 경향이 로그항상소득의 계수 값이 양(+)³⁾의 값을 보인다는 것이다. 이는 소득이 증가할수록 주택수요도 증가한다는 것을 의미한다. 이는 수도권과 비수도권 여부와 관계없이 공통적으로 나타난 결과이며 일반적인 기대와 다르지 않다.³⁾

기존연구에서 가격탄력성에 대하여 공통적으로 나타나는 경향은 주택가격(소유비용)이 상승하면 주택수요가 감소한다는 것이다. 경제주체가 주택을 소유하는 데 드는 비용이 많아지면 주택을 가지려하지 않는다는 것은 일반적인 현상이라 할 것이다.

그리고 지역별 차이를 보는 연구들도 존재하는데, 김순용·박현수(2015)는 수도권과 비수도권에 대해 주택소유에 드는 비용에 따라 주택수요가 감소하는 경향이 차이가 있는지를 살펴보았다. 분석결과 수도권의 탄력성은 비수도권보다 큰 것으로 나타났다. 그러나 이와 반대되는 결론을 얻은 연구도 있었는데 박수진 외(2020)의 연구가 그것이다.

박수진 외(2020)에서 사용자비용 탄력성은 수도권이 비수도권보다 작게 나타났다. 이는 소유비용 변화에 따라 자가수요의 변화가 수도권에 비해 비수도권에서 크다는 것을 의미한다. 이상의 기존연구들을 통해 알 수 있는 것은 소득탄력성과 가격탄력성 산출에 있어 어떤 통일된 결론을 도출하기 어렵다는 것이다. 이는 분석의 시간적 범위에 따라 또는 가격변수와 소득변수 산출 방식에 따라 해당 탄력성 값들이 다르게 나타날 수 있기 때문인 것으로 보인다.

3) 그러나 기존연구들에서 자가수요와 차가수요함수 내 소득탄력성에 있어 다른 결과를 보이기도 한다. 예를 들어, 윤주현·김혜승(2000)에서는 자가수요에서 소득탄력성이 차가수요에 비해 더 탄력적인 것으로 나타났으나 조주현·김주원(2010)에서는 차가수요 내 소득탄력성이 자가수요의 소득탄력성보다 크게 나타났다. 윤주현·김혜승(2000)은 1999년 자료를 사용하였고, 조주현·김주원(2010)의 연구는 2008년 자료를 사용했다는 것을 고려했을 때 소득탄력성이 커졌다는 것은 소득변화에 따른 자가수요 증가가 더 커지고 있음을 의미한다.

III. 자료와 변수

1. 자료

본 연구는 마이크로데이터 통합서비스에서 제공하는 2019년 국토교통부 주거실태조사 데이터를 활용하였다. 2019년 주거실태조사 데이터는 총 61,170개이며 이 중 가구주연령 무응답, 소득 이상치, 면적 무응답, 준공연도 '모름', 점유형태 '무상'이 중 임대료 이상치, 주택가격 이상치, 주거형태가 '무상'인 데이터를 제거하여 총 51,881개 데이터를 분석하였다(〈표 2〉).

그리고 이 자료들 중에서 분석과정상에서 만들어지는 항상소득, 사용자비용, 상대주거비용이 음의 값을 가지는 경우에는 분석에서 제외하였다.

2. 항상소득변수와 사용자비용변수의 작성

주택수요의 소득탄력성 및 가격탄력성을 산출하기 위해 첫 단계로 수행해야 하는 작업은 소득변수와 가격변수를 무엇으로 사용할지를 결정하는 것이다. 이 변수들은 주거선택모형인 프로빗모형, 주택수요분석에 사용된 회귀분석과 분위회귀분석에서 설명변수로 사용된다. 본 연구에서 기존 연구들을 참고하여 소득변수는 항상소득, 가격변수로는 사용자비용을 사용하였다.

주택수요모형의 주요 관심변수인 항상소득과 사용자비용은 통계청에서 다운로드 받아 사용할 수 있는 것이 아니라 직접 분석자가 추정과정을 거쳐 작성하여야 한다. 사용자비용은 몇 개의 변수를 단순합산하면 되지만, 항상소득은 회귀분석으로 추정해야 한다.

본 연구에서는 항상소득추정에 회귀분석을 사용하였는데, 이 항상소득 추정모형의 종속변수로는 가구의 총소득을 사용하였다⁴⁾. 총소득은 주거실태조사 내 근로사업소득, 재산소득, 사회보험수혜

〈표 2〉 분석대상 수

구분	임차	자가	합계
수도권	7,739	9,999	17,738
비수도권	9,633	24,540	34,143
합계	17,372	34,509	51,881

4) 항상소득을 추정하는 모형에서 투입된 모든 변수들은 로그를 취하지 않고 수준변수 그대로를 이용하였다.

금, 정부보조금, 사적이전소득의 합으로 정의하였다. 그리고 항상소득 모형의 설명변수로는 가구원수, 가구주연령, 가구주연령제곱, 가구주성별, 정규직여부, 가구주학력, 자가여부, 전세여부, 수도권 거주여부를 사용하였다.

항상소득의 추정결과는 다음의 <표 3>과 같다. 표에서 보는 바와 같이 정규직변수를 제외하고는 모두 1% 유의 수준에서 유의하였다. 모형적합도는 41%로 본 연구분석대상 자료가 횡단면자료임을 고려하면 매우 높은 수준이라 할 것이다⁵⁾.

가격변수로는 사용자비용을 사용하였다. 사용자비용은 주택구입비(주택가격과 재산세의 합)를 의미하는데, 이 비용을 계산할 때에는 주택을 구입하지 않았을 때 투자 또는 저축을 통해 얻을 수 있는 기회비용을 제외해야 한다. 주택을 구입하지 않았다면, 그 금액으로 경제활동을 하여 얻을 수 있는 소득으로는 투자소득과 이자소득을 들 수 있을 것이다.

<표 3> 항상소득추정을 위한 OLS 모형 내 변수

종속변수	총소득			
	β	SD	t-value	p-value
가구원수	59.50***	0.6448	92.270	0.000
가구주연령	9.66***	0.2810	34.380	0.000
가구주연령제곱	-0.09***	0.0024	-35.660	0.000
가구주성별	7.33***	1.7414	4.210	0.000
정규직	48.31***	1.6815	28.730	0.000
가구주학력	55.11***	0.8203	67.180	0.000
자가더미	50.95***	1.8101	28.150	0.000
전세더미	32.07***	2.2792	14.070	0.000
수도권더미	10.24***	1.3831	7.400	0.000
_cons	-314.61***	8.1074	-38.800	0.000

N=51,881

R-squared=0.4138

Adj R-squared=0.4136

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

5) Hill et al.(2007)에서는 횡단면 자료의 경우 매우 큰 회귀모형을 사용하더라도 R^2 의 값은 0.10에서 0.40인 경우가 매우 일반적이라고 하고 있다(정수연·강지협, 2016).

투자소득세의 개념을 살펴보면 이는 금융상품에 투자하여 얻었을 수 있는 수익에서 소득세를 제외한 금액이며 이자소득은 저축을 통해 얻었을 수 있는 수익에서 이자소득세를 제외한 금액이다. 또한 사용자비용은 미래에 주택을 매매했을 때 얻을 수 있는 기대수익을 고려한다는 특징을 가지는데 해당 사용자비용 산출식은 기존 연구(이수욱 외, 2015; 정의철·조성진, 2005)를 참고하였으며 산식은 다음의 <식 2>와 같다.

사용자비용은 앞서 언급한 바와 같이 주택가격과 재산세의 합으로 볼 수 있다. 그런데 추가로 고려해야 할 것은 주택을 구입하지 않았을 때의 얻을 수 있었던 것, 즉 기회비용이다. 주택을 구매하지 않았다면 다른 투자를 통해 투자수익을 얻었을 것이며, 주택을 구매하는 대신 저축을 하였다면 이자수입을 얻었을 것이다. 따라서 이 두 가지를 비용으로 고려하되, 투자수익에 대해 부과되었을 소득세와 이자수입에 대해 부과되었을 이자소득세를 제외하고 고려해야 할 것이다. 그리고 주택가격이 계속해서 상승세를 유지한다면 향후 매각하여 시세차익을 누릴 수 있는 바, 이는 사용자비용을 감소시키는 역할을 할 것이므로 이 또한 사용자비용의 구성요소로 고려해야 할 것이다. 이를 수식으로 단순화한 것이 다음의 <식 2>이다(<표 4>).

$$C_i^o = V_i[(1 - \tau_1)\alpha i_h + (1 - \tau_2)(1 - \alpha)i_c + \tau_p + \delta + \theta - \pi_l] \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

<표 4> 사용자비용 산식 내 변수 및 변수설명

변수	변수설명
거주주택의 시가 (V_i)	주거실태조사 내 응답한 주택 가격 (현재 집을 판다고 가정할 때의 금액, 현재 부동산 시세)
가구의 한계소득세율(τ_1)	20%로 가정
주택가격대비 대출금 잔액비율(α)	40%로 가정
주택담보대출금리(i_h)	한국은행의 주택담보대출금리(6.06%)
이자소득세율(τ_2)	15.4%로 가정
금융자산 수익률(i_c)	3년 만기 회사채수익률(AA-)로 대체(2.02)
주택에대한 재산세 실효세율(τ_p)	0.2%로 가정
감가상각비율(δ)	2.5%로 가정
주택투자에 대한 위험프리미엄(θ)	3%로 가정
주택매매가격 예상상승률(π_l)	전년도 주택매매가격 변화율(월 평균 변화율)

사용자비용을 구성하는 세부 항목들은 거주주택의 시가, 가구의 한계소득세율, 주택가격대비 대출금 잔액비율, 주택담보대출금리, 이자소득세율, 금융자산 수익률, 주택에 대한 재산세 실효세율, 감가상각비율, 주택투자에 대한 위험프리미엄, 주택매매가격 예상 상승률이 있다. 주택담보대출금리는 한국은행의 「통화금융통계」에 발표된 2019년 주택담보대출금리인 6.06을 사용하였으며, 금융자산 수익률의 경우 정의철(2015)과 국토연구원(2015)을 참고하여 3년 만기 회사채수익률로 대체하였다. 2019년 기준 3년 만기 회사채수익률은 2.02로 한국은행의 「경제통계시스템-금리」에서 확인 가능하다. 주거실태조사자료로는 개별 가구의 한계소득세율, 주택가격대비 대출금 잔액비율을 확인하기 어려워 이 역시 정의철(2015)과 국토연구원(2015)을 참고하여 한계소득세율은 20%로, 주택가격대비 대출금 잔액비율은 40%로 가정하였고 주택에 대한 재산세 실효세율, 감가상각비율, 주택투자에 대한 위험프리미엄도 해당 연구들을 참고하여 각각 0.2%, 2.5%, 3%로 가정하였다. 주택매매가격 예상상승률의 경우 전년도 주택매매가격 변화율인 2018년 주택매매가격 월평균 변화율을 사용하였다. 해당 주택매매가격변화율은 시도별, 주택유형별로 다르게 적용하였다.

3. 상대주거비용 변수의 작성

주택수요함수를 구성함에 있어 필요한 또 하나의 중요변수는 상대주거비용이다. 이 변수를 작성하기 위해서는 자가가구와 차가가구에 대해서 각각 회귀분석을 실시해야 한다. 상대가격이라고 부르기도 하는 상대주거비용은 임차비용 대비 소유비용을 말한다. 일반적으로 소유비용은 단위당 주택가격의 사용자비용으로 정의하고 임대료는 단위당 연간임대료로 정의한다.

이 상대주거비용을 추정할 때 고려해야 할 것은 자가가구는 임대가 아니니 임대료 데이터가 없고 차가가구는 자기집을 구매한 것이 아니므로 주택가격 자료가 없다는 것이다. 따라서 자가가구의 임대료와 차가가구의 주택가격을 추정하여 상대주거비용을 산출하여야 한다. 이 임대료와 주택가격의 추정은 헤도닉 모형을 활용한다. 자가가구의 귀속임대료를 산출하기 위해서는 차가가구의 임대료 모형을 추정해야 한다. 그런데 차가가구 임차형태별로 임대료 지불방식이 전세, 보증부월세, 보증금없는 월세, 사글세로 상이하므로 <표 5>와 같이 점유형태별 연간임대료 산출식을 정의하였다.

그리고 다음의 <표 6>과 같이 헤도닉 모형을 구성한다. 결국 자가가구와 차가가구에 대해 2개의 모형 A와 B가 구성되는 것인데 설명변수는 사용면적, 아파트더미, 다세대·연립주택 더미이다.

〈표 5〉 점유형태별 임대료 산출식

점유형태	산식
전세	전세보증금×전월세전환율 ⁶⁾ /사용면적
보증부월세	보증부월세 보증금×전월세전환율+월세×12/사용면적
보증금이 없는 월세	월세×12/사용면적
사글세/일세	사글세/일세(월환산)×12/사용면적

〈표 6〉 자가가구의 임대료, 차가가구의 주택가격 추정을 위한 헤도닉 모형

종속변수	모형 A: 자가가구의 주택가격(만 원)	
	모형 B: 차가가구의 임대료(만 원)	
설명변수	사용면적(m^2)	현재 거주 중인 주택의 사용면적
	아파트더미	아파트=1, 그 외=0
	다세대·연립더미	다세대·연립주택=1, 그 외=0

다음의 〈표 7〉은 〈표 6〉의 모형 A와 모형 B를 수도권권과 비수도권으로 구분하여 분석한 결과이다. 4개의 모형 적합도는 모두 27% 이상으로 이 자료가 횡단면임을 고려할 때 적정하다고 할 수 있다⁷⁾. 그리고 추정된 계수 값들을 다시 각 변수들과 곱하여 자가가구의 귀속임대료, 차가가구의 주택가격을 역산해낼 수 있다. 이 때, 유의하지 않은 변수는 가격 및 임대료 추정 시 그 계수값을 0으로 간주하여 계산시 그 값을 적용하지 않는다. 그리고 계산된 자가가구의 귀속임대료, 차가가구의 주택가격을 이용하여 프로빗모형의 설명변수로 사용될 상대주거비용을 만들 수 있게 된다.

6) 지역별전월세전환율을 사용하였다.

7) 본 연구에서 사용하는 자료는 횡단면 자료로서, 시계열자료에 비하여 종속변수의 분산이 상대적으로 크다. 때문에 횡단면자료는 회귀분석 등 모형분석시에 R^2 의 값이 매우 낮게 나오며, 일반적으로 R^2 값이 10%를 초과하면 모형이 적절하다고 판단한다. 그에 비하여 시계열자료인 경우에는 R^2 값이 70%는 초과해야 모형이 적절하다고 판단한다.

〈표 7〉 헤도닉모형 결과 변수별 회귀계수

구분	설명변수	β	SD	t-value	p-value
수도권 (모형1 종속변수: 면적당주택가격)	사용면적	534.274***	12.021	44.440	0.000
	아파트	4,883.303***	942.331	5.180	0.000
	다세대연립	-12,919.358***	1,091.379	-11.84	0.000
	_cons	-517.084	1,319.451	-0.390	0.700
	Number of obs=9,966				
	F(3, 9,995)=1,250.43				
	Prob>F=0.0000				
	R-squared=0.2729				
	Adj R-squared=0.2727				
	수도권 (모형2 종속변수: 면적당 임대료)	사용면적	14.644***	0.233	62.780
아파트		-37.326***	13.784	-2.710	0.010
다세대연립		-56.653***	15.258	-3.710	0.000
_cons		-93.663***	13.513	-6.930	0.000
Number of obs=7,739					
F(3, 7,735)=1,558.19					
Prob>F=0.0000					
R-squared=0.3767					
Adj R-squared=0.3764					
비수도권 (모형3 종속변수: 면적당 주택가격)		사용면적	278.334***	3.393	82.020
	아파트	6,166.270***	176.641	34.910	0.000
	다세대연립	-2,395.759***	340.912	-7.030	0.000
	_cons	-6,324.469***	306.259	-20.650	0.000
	Number of obs=24,510				
	F(3, 24,506)=3028.38				
	Prob>F=0.0000				
	R-squared=0.2705				
	Adj R-squared=0.2704				
	비수도권 (모형4 종속변수: 면적당 임대료)	사용면적	7.694***	0.117	66.040
아파트		-26.435***	6.024	-4.390	0.000
다세대연립		-4.144	12.247	-0.340	0.740
_cons		9.224	6.754	1.370	0.170
Number of obs=9,633					
F(3, 9,629)=1,584.39					
Prob>F=0.0000					
R-squared=0.3305					
Adj R-squared=0.3303					

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

IV. 헤크만 2단계 모형 분석결과

헤크만 모형을 통한 주택수요함수 추정은 2단계로 구분할 수 있다. 첫 번째 단계는 자가 및 임차여부를 종속변수로 하는 프로빗모형을 구성하여 주거선택모형을 추정하는 것이다.

헤크만 2단계모형으로 주택수요를 추정하는 주요 이유는 선택편의(selection bias)를 보정하기 위함이다. 예를 들어 자가주택수요를 추정하는 데 있어 주택가격 및 수요에 대한 정보는 기존의 자가가구 데이터를 통해서만 추정할 수 있다. 또한 점유형태와 주택수요는 동시에 결정되는 것으로 서로 내생적인 관계(김순용·박현수, 2015; 윤주현·김혜승, 2000)에 있는 바 자가가구 표본만으로 주택수요를 추정하면 모집단을 제대로 대표하지 못해 편의(bias)가 발생할 수밖에 없다. 따라서 이러한 무작위표본이 아닌, 선택에 의해 만들어진 표본이 가지고 있는 선택편의 오류를 보정하는 방법은 '선택 확률'을 고려하는 것이다. 즉 자가를 선택할 확률과 차가를 선택할 확률을 프로빗모형을 이용하여 추정한 후 그것을 최종 주택수요모형에 설명변수로 고려하면 된다. 이 선택확률 추정치를 IMR(Inverse Mill's Ratio)이라 부른다.

그리하여 모형추정의 1단계는 프로빗 모형을 추정하여 IMR을 구하는 것이고 2단계는 이를 주택수요함수에 설명변수로 투입하는 것이다. 많은 선행연구에서는 2단계에서 주로 회귀분석을 많이 사용하였으나, 본 연구에서는 분위회귀분석을 사용하였다.

1단계 즉 자가와 임차를 선택하는 모형은 프로빗모형을 사용하였는데, 설명변수로는 주택수요함수와 동일하게 소득과 주택가격 그리고 가구주연령, 혼인여부, 가구원수와 같은 가구특성을 들 수 있다. 본 연구에는 기존 선행연구들(김순용·박현수, 2015; 김주원·정의철, 2011; 윤주현·김혜승, 2000; 조주현·김주원, 2010)과 동일하게 항상소득을 소득변수로 사용하였고 주택가격은 상대가격을 사용하였다. 설명변수로는 앞서 헤도닉모형으로 추정한 상대주거비용, 항상소득을 고려하였다.

프로빗모형의 분석결과는 다음의 <표 8>과 같다. 종속변수는 주거선택(자가=1, 차가=0)이며, 수도권과 비수도권의 결과는 유사하게 나왔다. 먼저, 가구주연령이 높을수록 자가일 확률이 높았고, 기혼일 경우 자가를 선택할 확률이 높았다. 또한 가구원수가 많을수록 자가를 선택할 확률이 낮았다. 단위당 상대주거비용변수 역시 수도권과 비수도권 모두에서 상대주거비용이 높을수록 자가를 선택할 확률이 낮았다. 단, 항상소득은 비수도권에서는 소득이 높을수록 자가선택확률이 높았지만 수도권에서는 유의하지 않았다.

앞서 프로빗모형을 활용하여 표본선택편의를 보정하기 위해 IMR(Inverse Mill's Ratio)을 산출하고 해당 IMR을 수도권과 비수도권의 자가주택수요 모형에 포함하였다. 그리고 주택수요모형을

〈표 8〉 수도권 및 비수도권의 주거 선택모형 결과: 프로빗

구분	수도권				비수도권			
	β	SD	t-value	p-value	β	SD	t-value	p-value
단위당 상대주거비용	-0.133***	0.003	-43.240	0.000	-0.105***	0.002	-54.55	0.000
가구주연령	0.015***	0.000	31.990	0.000	0.021***	0.000	65.88	0.000
혼인여부	0.520***	0.029	17.980	0.000	0.707***	0.022	31.94	0.000
가구원수	0.052***	0.016	3.340	0.000	-0.023*	0.012	-1.83	0.070
항상소득	0.000	0.000	-1.420	0.160	0.0002***	0.000	3.20	0.000
종속변수: 자가=1, 임차=0								
Number of obs=17,738					Number of obs=34,143			
Log likelihood=-9,825.4365					Log likelihood=-15,717.541			

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

회귀분석으로 추정한 결과 다음의 〈표 9〉와 같은 결과를 얻었다. 표에서 보는 바와 같이 수도권 모형과 비수도권 모형 모두 모형적합도가 약 99%로 각 모형은 적절하다고 할 수 있다.

탄력성을 확인하기 위해 주택수요 변수로 설정한 사용면적과 각 소득 및 가격변수에 로그값을 취하여 회귀분석을 실시하였다.

먼저 로그항상소득의 계수의 값이 모두 양(+)의 값으로 나타났고 이는 소득이 증가하면 주택수요도 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 탄력성의 경우 수도권이 비수도권에 비해 탄력적인 것으로 나타나 박수진 외(2020)의 결과와 일치하게 나타났다.

분석결과 수도권지역의 경우 계수가 양(+)의 값으로 나와, 단위당 사용자비용이 상승하면 주택수요도 함께 상승하는 것으로 나타났다. 비수도권의 경우에도 단위당 사용자비용의 계수가 양(+)의 값으로 나타나 단위당 사용자비용이 상승하면 주택수요가 증가하는 것으로 나타났다. 단위당 사용자비용의 계수가 양(+)의 값으로 나타난다는 것은 소유비용이 증가함에도 주택수요가 늘어난다고 해석가능한데, 이는 사용자비용이 주택가격상승에 따른 기대수익을 반영하고 있기 때문이며 투자수요의 증가로 설명할 수 있다. 또한 수도권 계수의 크기가 비수도권에 비해 크게 나타난 것 역시 주택가격상승이 두드러지게 나타났던 수도권을 중심으로 투자수요가 강하게 나타난 현상을 반영한다. 분석결과 프로빗 모형을 통해 산출한 lambda값이 회귀분석에서 유의하게 나와, 헤크만 2단계 모형을 적절하게 사용했다고 평가할 수 있다(윤주현 · 김혜승, 2000).

〈표 9〉 수도권 및 비수도권 자가주택수요함수(OLS)

구분	수도권				비수도권			
	β	SD	t-value	p-value	β	SD	t-value	p-value
단위당 로그사용자비용	0.959***	0.024	39.800	0.000	0.456***	0.024	19.150	0.000
로그항상소득	0.497***	0.010	47.610	0.000	0.422***	0.007	58.200	0.000
로그가구주연령	-0.353***	0.019	-18.970	0.000	0.100***	0.019	5.380	0.000
로그가구원수	-0.238***	0.016	-14.850	0.000	-0.034***	0.010	-3.500	0.000
혼인여부	-0.425***	0.014	-31.450	0.000	-0.227***	0.013	-17.390	0.000
IMR	-1.651***	0.035	-47.140	0.000	-0.781***	0.041	-19.190	0.000

종속변수: 로그사용면적

Number of obs=9,999	Number of obs=24,510
$F(6, 9,993) > 99,999.00$	$F(6, 24,504) > 99,999.00$
Prob>F=0.0000	Prob>F=0.0000
R-squared=0.9954	R-squared=0.9959
Adj R-squared=0.9954	Adj R-squared=0.9959

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

해당 OLS추정 결과를 신뢰할 수 있으려면, OLS 모형의 종속변수가 정규분포를 따른다는 기본 가정을 충족해야 한다. 이를 확인하기 위해 Kolmogorov-Smirnova 정규성 검정을 실시하였다. Kolmogorov-Smirnova 정규성 검정의 귀무가설은 해당 변수의 분포가 정규분포를 따른다는 것이다. 따라서 이를 기각하면 해당 변수는 정규분포를 따르지 않는다고 할 수 있다. 다음의 〈표 10〉에서 Kolmogorov-Smirnova 정규성 검정 결과표를 살펴보면 주택수요함수의 종속변수인

〈표 10〉 Kolmogorov - Smirnova* 정규성 검정 결과

Kolmogorov - Smirnova* 정규성 검정						
변수	수도권			비수도권		
	통계량	자유도	유의확률	통계량	자유도	유의확률
로그사용면적	.120	9,999	.000	.103	24,510	.000

주: Lilliefors 유의확률 수정.

로그사용면적이 정규분포를 따른다는 가정이 유의수준 1%에서 기각되었다. 즉, 로그사용면적은 정규분포를 따르지 않고 있으며 이는 선형회귀모형으로 추정할 수 없음을 의미한다.

종속변수가 정규분포를 따르지 않는 만큼 해당 OLS추정 결과를 신뢰하기는 어렵다. 따라서 이 정규성 검정결과를 토대로 자료가 정규분포를 따르지 않을 때 사용가능한 모형으로 분위회귀모형을 사용하여 주택수요함수를 추정하기로 하였다. 분위회귀모형의 추정방법은 분포를 가정하지 않으므로 비모수적 방법을 사용하는데, 선형계획법(linear programming)중 Simplex method가 가장 많이 사용된다. 분위회귀분석을 사용하면, 회귀분석과 달리 종속변수의 높고 낮음을 고려하여 구간별로 서로 다른 추정계수를 얻을 수 있다. 주로 사분위수를 그 구간 분할의 기준으로 삼는데, 주택수요 상위 75%(q=0.75), 주택수요 중간 50%(q=0.5), 주택수요 하위 25%(q=0.25)가 그것이다. 본 연구의 주택수요 변수가 면적을 사용한다는 것을 상기하면, 이러한 상위 75%, 중간 50%, 하위 25%는 그 자체로 가격수준을 의미한다고 볼 수도 있다. 그러나 수도권과 비수도권의 주거양식은 지방으로 갈수록 더 넓은 면적에 거주한다는 걸 고려할 때, 모형을 수도권과 비수도권으로 구분하여 별도로 살펴보는 것이 더 합리적일 것이다. 이에 본 연구는 수도권과 비수도권을 구분하여 분석하기로 한다.

다음의 <표 11>, <표 12>, <표 13>은 수도권 지역에 대한 분위회귀분석 결과이다. 수도권 분위회귀모형을 살펴보면 먼저, q=0.25일 때 로그 단위당 사용자비용 계수가 2.687, q=0.5일 때

<표 11> 수도권 자가주택수요 추정 분위회귀결과(q=0.25)

구분	β	SD	t-value	p-value
로그단위당사용자비용	2.687***	0.083	32.253	0.000
로그항상소득	0.781***	0.026	29.661	0.000
로그가구주연령	-1.890***	0.077	-24.326	0.000
로그가구원수	-0.725***	0.034	-21.060	0.000
혼인여부	-1.455***	0.057	-25.469	0.000
IMR	-5.211***	0.202	-25.766	0.000
종속변수: 로그사용면적				
Number of obs=9,999				
Pseudo R-squared=0.294				
Adjusted R-squared=0.294				

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

〈표 12〉 수도권 자가주택수요 추정 분위회귀결과(q=0.50)

구분	β	SD	t-value	p-value
로그단위당사용자비용	2.076***	0.098	21.063	0.000
로그항상소득	0.675***	0.020	32.449	0.000
로그가구주연령	-1.324***	0.084	-15.688	0.000
로그가구원수	-0.566***	0.031	-17.823	0.000
혼인여부	-1.063***	0.063	-16.802	0.000
IMR	-3.910***	0.208	-18.734	0.000
종속변수: 로그사용면적				
Number of obs=9,999				
Pseudo R-squared=0.203				
Adjusted R-squared=0.203				

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

〈표 13〉 수도권 자가주택수요 추정 분위회귀결과(q=0.75)

구분	β	SD	t-value	p-value
로그단위당사용자비용	1.293***	0.073	17.511	0.000
로그항상소득	0.517***	0.016	31.628	0.000
로그가구주연령	-0.559***	0.058	-9.5706	0.000
로그가구원수	-0.306***	0.027	-11.070	0.000
혼인여부	-0.627***	0.038	-16.390	0.000
IMR	-2.334***	0.137	-16.965	0.000
종속변수: 로그사용면적				
Number of obs=9,999				
Pseudo R-squared=0.120				
Adjusted R-squared=0.120				

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

로그 단위당 사용자비용 계수가 2.076, $q=0.75$ 일 때 로그 단위당 사용자비용 계수가 1.293이다.

사용자비용은 다른 기존 연구들은 주택수요의 가격탄력성을 논할 때 사용된다. 많은 연구들이 사용자비용의 계수가 주택수요에 대해 음의 부호를 나타낸다는 것을 보고한 바 있다. 가격이 상승하면 수요가 감소한다는 것은 경제학의 오랜 법칙이어서 주택수요함수를 추정할 때 그 계수값이 반드시 음의 부호를 가지도록 제약(constraints)을 부과해야 하지만, 본 연구에서는 그 제약을 부과하지 않았다. 2018년 이후 한국 주택시장에서는 가격상승기에 오히려 주택매입에 나서는 영끌현상이 관찰된 바 있고, 주택수요는 일반 재화 수요와는 다를 수 있기 때문이다.⁸⁾

세 구간 별로 모두 사용자비용이 증가할수록 주택수요는 증가하는데, 그 경향은 거주 주택의 면적이 작을수록($q=0.25$) 더 강하게 나타난다. $q=0.25$ 의 구간은 $q=0.75$ 의 구간에 비해 주택면적이 작은 그룹이고, 상대적으로 사용자비용 증가에 대해 민감하게 반응($2.687 > 1.293$)하는 것으로 볼 수 있다. 큰 면적의 주택에 거주하는 수도권 가구는 상대적으로 더 높은 가격의 주택에 거주하고, 작은 면적 주택에 거주하는 수도권 가구는 상대적으로 더 낮은 가격의 주택에 거주한다고 보는 것은 큰 무리가 없을 것이다. 그렇다면 이 결과는 결국 주택가격의 급상승으로 사용자비용이 증가할 때 자기주택을 갖고자 주택매입에 나서는 영끌 현상이 고소득층보다는 그보다 낮은 층에서 더 강하게 나타난다고도 해석할 수 있을 것이다.

사용자비용 외에 관찰되는 흥미로운 사실은 주택수요의 소득탄력성이다. <표 11>, <표 12>, <표 13>에서 항상소득변수는 모두 양의 값을 가져, 소득이 증가하면 주택수요가 증가한다는 일반적인 사실을 알 수 있다. 그러나 $q=0.25$ 일 때 0.781, $q=0.5$ 일 때 0.675, $q=0.75$ 일 때 0.517의 값을 가진다는 것은, 보다 넓은 면적에 사는 가구($q=0.75$)가 보다 작은 면적에 사는 가구($q=0.25$)에 비해 소득탄력성이 작다는 것을 의미한다. 넓은 집에 거주하고 있는 가구는 소득이 올라도 그것이 바로 주택수요에 반영되지 않지만, 작은 집에 거주하고 있는 가구는 소득이 증가하면 바로 주택수요에 반영한다고 할 수 있다. 이는 작은 면적에 거주하는 가구는 더 넓은 집으로의 주거상향욕구가 큰 면적에 거주하는 가구에 비하여 더 크다고 해석할 수도 있겠다.

본 연구의 주요관심변수인 사용자비용과 항상소득 외에 통제변수로서의 역할을 하는 다른 변수들을 살펴보면, 가구주연령, 가구원수, 혼인여부 변수들은 모두 유의수준 1%에서 모든 분위에서 유의하였다. 그리고 그 방향도, 가구주연령이 증가할수록 주택수요는 감소하고, 가구원수가 증가할수록 주택수요는 감소하고, 기혼일수록 주택수요가 감소한다.⁹⁾

8) 그럼에도 불구하고, 자의적인 해석이 될 수도 있으므로 최대한 자료의 정밀성을 확보하려고 노력하였다. 이상치를 제거하고, 항상소득, 사용자비용, 상대주거비용이 양의 값을 가지는지 확인하였다.

9) 기혼일수록 미혼에 비해 주택수요가 작다는 것은 납득하기 어려운 결과이기는 하지만, 본 연구에서는 주택선택에 대한 프로빗모형 분석시 결혼여부를 고려하였기 때문에, 주택수요모형에도 고려

다음의 <표 14>, <표 15>, <표 16>은 비수도권에 대한 분위회귀분석 결과이다. 비수도권 역시 주택수요면적이 작은 분위($q=0.25$)에서 상대적으로 사용자비용 계수값이 크게 나타났다. 이러한

<표 14> 비수도권 자가주택수요 추정 분위회귀결과($q=0.25$)

구분	β	SD	t -value	p -value
로그단위당사용자비용	0.637***	0.042	15.136	0.000
로그항상소득	0.390***	0.012	31.765	0.000
로그가구주연령	-0.058	0.032	-1.776	0.075
로그가구원수	-0.026	0.015	-1.752	0.079
혼인여부	-0.265***	0.022	-11.696	0.000
IMR	-1.026***	0.071	-14.298	0.000
종속변수: 로그사용면적				
Number of obs=24,510				
Pseudo R -squared=0.056				
Adjusted R -squared=0.056				

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

<표 15> 비수도권 자가주택수요 추정 분위회귀결과($q=0.50$)

구분	β	SD	t -value	p -value
로그단위당사용자비용	0.349***	0.032	10.719	0.000
로그항상소득	0.397***	0.008	44.594	0.000
로그가구주연령	0.209***	0.026	7.8103	0.000
로그가구원수	-0.049***	0.010	-4.7347	0.000
혼인여부	-0.141***	0.019	-7.3206	0.000
IMR	-0.473***	0.061	-7.6775	0.000
종속변수: 로그사용면적				
Number of obs=24,510				
Pseudo R -squared=0.033				
Adjusted R -squared=0.033				

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

하였다. 박수진 외(2020)의 연구나 김순용·박현수(2015)에서는 프로빗모형에는 결혼여부를 고려하였으나 주택수요모형에서는 결혼여부를 고려하지 않았다.

〈표 16〉 비수도권 자가주택수요 추정 분위회귀결과(q=0.75)

구분	β	SD	t-value	p-value
로그단위당사용자비용	0.325***	0.030	10.849	0.000
로그항상소득	0.437***	0.009	44.277	0.000
로그가구주연령	0.238***	0.021	11.008	0.000
로그가구원수	-0.062***	0.013	-4.568	0.000
혼인여부	-0.184***	0.016	-11.193	0.000
IMR	-0.570***	0.052	-10.824	0.000
종속변수: 로그사용면적				
Number of obs=24,510				
Pseudo R-squared=0.053				
Adjusted R-squared=0.053				

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

경향은 앞서 분석한 수도권 분석결과와 크게 다르지 않다. 그러나 흥미로운 것은 비수도권의 사용자비용이, 수도권에 비해서는 작다는 것이다. 수도권은 q=0.25일 때 로그 단위당 사용자비용 계수가 2.687, q=0.5일 때 로그 단위당 사용자비용 계수가 2.076, q=0.75일 때 로그 단위당 사용자비용 계수가 1.293였는데, 비수도권은 q=0.25일 때 0.637, q=0.5일 때 0.349, q=0.75일 때 0.325으로 1을 넘지 않아 수도권에 비해 작다는 것을 알 수 있다. 이는 주택가격 상승에 따라 자가주택을 수요하려는 경향이 비수도권에 비해 수도권이 더 강하다는 것으로 해석할 수 있으며, 이는 일반적으로 주택시장에서 관찰되는 현상과 크게 다르지 않다.

항상소득을 토대로 주택수요의 소득탄력성을 살펴보면 q=0.25일 때 0.390, q=0.5일 때 0.397, q=0.75일 때 0.437의 값을 가지는 것으로 나타났다. 즉 주택면적이 넓은 곳에 사는 가구일수록(q=0.75) 그렇지 않은 가구에 비해 소득탄력성이 더 크다는 것인데 이는 수도권 분석결과와는 정반대되는 결과이다. 이는 수도권과 비수도권의 주택수요 특성이 다르다는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 수도권은 면적이 넓으면 더 비싼 주택이지만, 비수도권은 면적이 넓다고 해서 반드시 더 비싼 주택이라고 할 수 없다. 지방의 경우, 노후한 농가주택의 면적은 매우 넓은 편이다. 따라서 비수도권은 더 넓은 면적에 거주하는 가구들의 소득탄력성이 상대적으로 더 크다고 볼 수도 있을 것이다. 여하간에 이러한 결과는 수도권과 비수도권이 주택수요특성이 서로 상이하다는 것을 보여준다고 할 것이다.

본 연구의 주요관심변수인 사용자비용과 향상소득 외에 통제변수로서의 역할을 하는 다른 변수들을 살펴보면, 혼인여부 변수는 모두 유의수준 1%에서 모든 분위에서 유의하였지만, 가구주연령과 가구원수는 $q=0.25$ 분위에서 유의하지 않았다. 계수들을 살펴보면, 가구원수가 증가할수록 주택수요는 감소하고, 기혼일수록 주택수요가 감소하는데 가구주 연령의 계수 부호방향이 주목할만 하였다. 수도권에서는 가구주 연령이 증가할수록 주택수요가 감소, 즉 좁은 면적에서 거주하지만, 비수도권에서는 가구주 연령이 증가할수록 주택수요는 오히려 증가하였다. 이는 비수도권 노령인구의 거주문화를 나타내는 것으로 볼 수도 있는데, 젊은이들이 사라진 농촌지역에서 노인들이 노후한 넓은 농가에서 혼자 지내는 것은 흔히 관찰되는 현상이다.

V. 결론

본 연구는 2019년 주거실태 조사자료를 이용하여 주택수요모형을 구성하여 소득탄력성과 가격탄력성을 추정하였다. 분석결과 2019년 이전 자료에 기반하여 수행된 다른 연구들과 달리 주택소유의 사용자비용이 증가함에도 불구하고 주택수요는 증가하는 결과를 얻었다. 거주주택 면적 분위별로 가구들을 분석한 결과, 사용자비용 증가에 따른 주택수요의 증가는 상대적으로 작은 면적에 거주하는 가구일수록 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 수도권과 비수도권 모두에서 관찰되었으나 이러한 경향은 수도권에서 더 강하게 나타났다.

이는 2018년부터 한국에서 영끌현상이라고 불리워지는 현상을 그대로 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 2018년부터 부동산보유세의 급격한 상승이 주택을 소유하는 데 드는 비용을 증가시켰지만, 주택수요자의 불안심리를 자극하여 주택수요가 증가한 바 있다. 즉 세금이 증가하는데도 주택가격이 계속해서 상승한 것인데 이는 수도권에서 두드러진 현상이었다. 본 연구의 분석결과는 그러한 주택시장의 주택수요경향을 반영한 결과라고 할 것이다.

소득탄력성에 있어서는 수도권과 비수도권의 결과가 다르게 나타났다. 수도권은 작은 면적의 주택에 거주하는 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 소득탄력성이 컸다. 그러나 비수도권은 넓은 면적의 주택에 거주하는 가구가 소득탄력성이 더 컸다. 이는 수도권과 비수도권의 주택수요특성의 차이를 보여주는 결과로 비수도권의 경우 오래된 농가 등 넓은 면적의 주택이 꼭 비싼 주택이 아닐 수 있기 때문이다. 즉, 비수도권은 더 넓은 면적에 거주하는 가구들이 소득이 높은 것이 아닐 수 있고 이에 따라 소득탄력성이 상대적으로 크게 나올 수 있다.

이러한 결과를 통해서 알 수 있는 것은 주택정책측면에서 두 가지 시사점을 제공한다. 첫째,

주택시장안정정책 측면에서 주택시장안정을 위해 도입한 보유세 강화정책이 오히려 주택수요자의 불안심리, 추격매수전을 펼치는 수요자들의 가격상승 기대심리를 연이어 자극하여 주택시장을 불안하게 만들 수 있다는 것을 고려해야 한다. 둘째, 주거지원정책 측면에서 수도권과 비수도권의 주택수요특성을 고려해야 한다는 것이다. 비수도권의 경우 넓은 주택에 거주하는 가구라해서 비싼 주택을 수요할 수 있는 가구가 아니라 오히려 노후한 농가에 사는 1인 노인가구일 수도 있기 때문이다. 이에 따라 주거지원정책 대상층을 결정하는 데 있어 수도권과 비수도권에 획일적인 기준을 적용하는 것은 주거지원이 꼭 필요한 계층이 소외될 수 있는 가능성이 있다.

참고문헌

- 김순용, 박현수. (2015). 소득 및 가격 탄력성을 이용한 지역 및 소득계층별 주택수요에 관한 연구. *서울도시연구*, 16(2), 71-86.
- 김주원, 정의철. (2011). 소형가구 연령대별 주택수요 특성 분석. *주택연구*, 19(2), 123-150.
- 김준형, 천현숙, 김민철. (2013). 주택수요의 규모별 분포 예측: 맨큐-와일 모형에서 추계가구자료의 활용. *국토계획*, 48(2), 263-279.
- 민인식. (2015). 인구사회구조변화에 따른 주택수요 및 임대주택시장 변화 예측. *부동산포커스*, 81, 14-20.
- 박수진, 유승동, 김경환, 조만. (2020). 주택수요 탄력성에 대한 실증분석: 시기별 · 지역별 변화를 중심으로. *응용경제*, 22(3), 51-84.
- 신미림, 남진. (2011). 서울시 1인가구의 주택수요 예측. *국토계획*, 46(4), 131-145.
- 윤주현, 김혜승. (2000). 주택수요구조분석 및 전망에 관한 연구. *국토연구*, 29, 51-65.
- 이수욱, 김태환, 황관석, 변세일, 이형찬. (2015). *저성장시대 청년층 주거안정을 위한 정책방안 연구*. 세종: 국토연구원.
- 이창무, 박지영. (2009). 가구특성을 고려한 장기주택수요 예측모형: 보완된 Mankiw & Weil 모형을 적용하여. *국토계획*, 44(5), 149-161.
- 정수연, 강지협. (2016). 수정된 Mankiw and Weill 모형을 이용한 제주도 주택수요 추정. *주택연구*, 24(3), 95-131.
- 정의철, 조성진. (2005). 인구구조 변화에 따른 장기주택수요 전망에 관한 연구. *국토계획*, 40(3), 37-46.
- 조주현, 김주원. (2010). 1인 가구의 주택수요 특성에 관한 연구: 서울시를 중심으로. *부동산학연구*, 16(4), 33-52.
- Follain, J. R. (1979). The price elasticity of the long-run supply of new housing construction. *Land Economics*, 55(2), 190-199.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2018). *Principles of econometrics*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.

(논문 접수일: 2022.05.06. 수정논문 접수일: 2022.05.31. 논문 채택일: 2022.06.17.)

An Analysis of Housing Demand Characteristics in the Metropolitan Area and Non-Metropolitan Areas in South Korea using Heckman's Two-Stage Model

Min-ji Lee*, Su-yeon Jung**

Abstract

This study aims to find the features of housing demand in metropolitan areas and non-metropolitan areas in South Korea. We will examine 51,881 households using the Korea Housing Survey 2019 and analyze with Heckman's two-stage model to reduce sample selection bias. The result suggests that the income elasticity and the price elasticity in metropolitan areas are higher than those in non-metropolitan areas. From the result of quantile regression analysis, households living in smaller houses have more demands for housing than those living in larger houses in both metropolitan and non-metropolitan areas even though the user cost of owning houses increases. This result reflects the panic buying phenomenon in the recent Korean housing market. Regarding the income elasticity, households living in larger houses have higher elasticity in metropolitan areas while households living in smaller houses have higher elasticity in non-metropolitan areas. This difference implicates different housing demand between metropolitan and non-metropolitan areas.

Keywords : Housing Demand, Quantile Regression, Heckman's Two-Stage Model, Income Elasticity, Price Elasticity

* Min-ji Lee, First author, Ph.D Student, Department of Economics, Faculty of Data Science for Sustainable Growth, Jeju National University, minjilee@jejunu.ac.kr

** Su-yeon Jung, Corresponding author, Professor, Department of Economics, Jeju National University, jsyecono2@jejunu.ac.kr

© Copyright 2022 Housing Finance Research Institute. 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.