

引用格式:李颖丽,刘勇,刘秀华.重庆市主城区住房价格影响因子的空间异质性[J].资源科学,2017,39(2):335-345. [Li Y L, Liu Y, Liu X H. Spatial heterogeneity in factors affecting Chongqing housing prices[J]. *Resources Science*, 2017, 39(2): 335-345]. DOI: 10.18402/resci.2017.02.15

重庆市主城区住房价格影响因子的空间异质性

李颖丽,刘勇,刘秀华

(西南大学资源环境学院,重庆 400715)

摘要:以2015年重庆市主城区2449个住宅小区均价数据为基础,通过比较特征价格模型、空间扩展模型和地理加权回归模型,对住房市场进行模拟,寻求探索多中心山地城市住房价格影响因子空间异质性的最佳方法,进而对其空间异质性进行研究,以期为中心城市的房地产市场管理提供有益借鉴。结果表明:①空间扩展模型和地理加权回归模型均对特征价格模型有所改进,地理加权回归模型在模拟效果与估计精度两个方面均优于空间扩展模型,并可将其具体空间模式可视化,是探索空间异质性的最佳方法;②房龄、到城市中心的距离、到城市次中心的距离是影响住房价格最为重要的因子;地形指数显著影响住房价格,且地形愈趋于平坦,房价越高;③各影响因子对住房价格的影响在不同空间有显著差异。重庆住房价格影响因子的空间格局相比单中心城市更为复杂,主要与重庆山水分割和“多中心、组团式”的城市格局密切相关;④多中心结构减弱了住房市场的垄断,增加了住房的有效供给。优质公共设施在中梁山、铜锣山之间的狭长地带聚集,而郊区公共设施供应不足,需加大资金投入来改善郊区住房对优质公共设施的可达性。

关键词:住房价格;影响因子;空间异质性;空间扩展模型;地理加权回归模型;重庆市主城区

DOI: 10.18402/resci.2017.02.15

1 引言

城市住房价格与区位密切相关,因此应在传统特征价格模型基础上考虑空间因素。局部空间范围内住房价格往往存在空间依赖性,部分学者引入了空间滞后模型和空间误差模型^[1-3]。然而以上模型均假设各影响因子边际价格为固定常数,忽略了空间异质性的存在,即在现实中,同一因素在空间分布上的差异也会对住房价格产生不同影响。空间异质性的主要原因是公共资源空间供求不平衡^[4]以及住房供需不匹配^[5]。居住选址时居民既要选择住房本身,也要选择与区位相联系的地方公共品,公共资源供给短缺和布局不均衡,使得公共资源空间供给与需求不匹配,而多数城市公共资源较为集中的城市中心区,地方公共品所产生的“空间红利”使得住房价格相对偏高^[6],产生空间异质性。住房

的耐久性和空间位置的固定性使得住房供给很难随居民需求的变化而改变,家庭对住房特征、地方公共品的偏好导致局部空间住房市场供需失衡,进一步加深住房市场的空间异质性。

Brunsdon、Fotheringham等提出地理加权回归模型(Geographically Weighted Regression, GWR),并用于研究住房价格空间非平稳性,证明其解释能力优于传统特征价格模型^[7,8]。Casetti提出空间扩展模型^[9],Fik等将其应用于住宅市场研究,并证明了住宅市场空间异质性的存在^[10],Bitter等发现两种模型均可用于研究房地产市场的空间异质性^[11]。房地产市场的空间异质性逐渐引发国内学者的关注,如汤庆国对北京住宅土地市场进行研究,发现GWR模型的模拟效果和估计精度均优于空间扩展模型^[12],孙倩、隋雪艳等对几种回归模型进行实证分析,进

收稿日期:2016-06-20;修订日期:2016-12-05

基金项目:国家自然科学基金项目(41101568);重庆市自然科学基金项目(cstcjjA00008)。

作者简介:李颖丽,女,河北唐山人,硕士生,研究方向为土地利用规划。E-mail:liyongli201011@163.com

通讯作者:刘勇,E-mail:ly6505@163.com

而探索房地产市场的空间分布规律及影响因子的空间分异特征^[13,14]。然而,已有研究多以单中心城市为研究对象,对多中心城市的研究较为鲜见。随着城市规模的扩大,传统的单中心发展模式制约着大城市的发展,多中心理念在城市发展过程中逐渐显现,并成为学术研究热点。多中心城市空间结构能够有效疏解城市中心区的人口和产业,减少郊区向市中心的交通压力,有利于实现职住平衡,同时减少房地产市场的区位垄断,提高住房市场的有效供给和边际替代率,从而维持房价的相对稳定^[15]。为寻求住房市场空间异质性的最佳研究方法,本文以重庆市主城区住房市场为例,通过构建特征价格模型、空间扩展模型、GWR模型对住房市场进行模拟和估计,在选取影响因子的传统方法基础之上,将地形因子考虑其中,进而对多中心山地城市住房价格影响因子的空间异质性进行研究。

2 研究区概况、数据来源与研究方法

2.1 研究区概况与数据来源

重庆是中国重要的中心城市之一,是长江中上游的经济中心。重庆作为典型的山地城市,地势高低起伏,地形以山地和丘陵为主,主城区在“中梁山、铜锣山、长江、嘉陵江”的山水分割和历史发展的基础上,形成了“多中心,组团式”格局。主城区是全市经济发展中心,土地面积仅为全市面积的6.62%,2014年GDP达到6288.15亿元,占全市GDP的44.09%。主城区公共服务设施配备齐全且住房市场成熟,在多中心山地城市中极具代表性。本文选择的重庆中心城区,主要包括二环以内的城区(图1),土地面积为3196.61km²。

为了满足数量和空间分布的要求,能够典型代表研究区域住宅价格的基本格局,本文选取住宅市场上交易量较大的普通商品住房作为研究对象。数据来源于房地产交易网站安居客^[16],2015年12月在该网站查询主城区各普通商品住宅小区二手房均价(主城区新建普通商品住房交易量偏少,尤其渝中区由于建设用地有限,新建普通商品住宅较少)及相关信息,运用Geoda箱线图方法剔除异常点,最终保留样本数据2449个。公交站、轻轨站、学校、公园、医院、河流等辅助研究数据来源于重庆市地理信息公共服务平台^[17]。

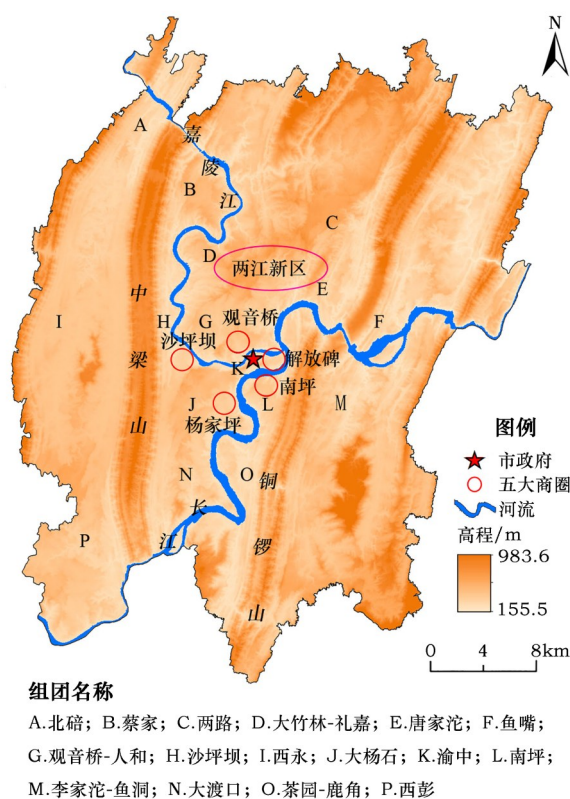


图1 研究区示意

Figure 1 The location of research area

2.2 变量选择及样本描述

借鉴以往学者研究经验^[5,12-15,18,19],本文沿用特征价格分析框架,因变量为住房价格,自变量分别从住宅小区的结构特征、邻里特征、区位特征以及地形特征四个方面选取,其中选用地形位指数(TPI)来表示地形特征,见表1。为了减弱甚至消除异方差的影响,所有变量取对数。具体含义及计算方法如表1所示。其中,地形位指数,是指像元高程与其邻域高程平均值的差值,然后根据差值正负和大小来确定其所处的地形位置,在地形梯度的研究中具有广泛应用^[20]。根据重庆的特征,将邻域设置为150m的圆形邻域^[21]。采用Weiss对TPI分级标准化的计算方法^[22],以标准差(SD)为分类标准并结合坡度,将主城区的坡位分为六类:

- 山谷, $TPI \leq -1SD$;
- 缓坡, $-1SD < TPI \leq -0.5SD$;
- 平地, $-0.5SD < TPI < 0.5SD$, 坡度 $\leq 5^\circ$;
- 中坡, $-0.5SD < TPI < 0.5SD$, 坡度 $> 5^\circ$;
- 陡坡, $0.5SD < TPI \leq 1SD$;
- 山脊, $TPI > 1SD$ 。

2017年2月

表1 模型变量的基本情况

Table 1 The description of model variables

特征分类	解释变量	变量描述	均值	标准差
因变量				
	住房价格 <i>PRICE</i>	住宅小区均价的对数值	8.786	0.186
自变量				
结构特征	容积率 <i>FAR</i>	住宅小区容积率的対数值	1.060	0.411
	绿化率 <i>Greening rate</i>	住宅小区绿化率的对数值	3.390	0.274
	房龄 <i>Building age</i>	住宅小区房龄的对数值	2.274	0.585
邻里特征	交通条件 <i>N-Bus stations</i>	500m 范围内公交站点数的对数值	1.827	0.630
	<i>D-Metro stations</i>	到最近轻轨站的距离的对数值	6.614	0.814
	教育设施 <i>D-Good primary schools</i>	到最近重点小学的距离的对数值	7.174	1.006
	<i>D-Good middle schools</i>	到最近重点中学的距离的对数值	7.339	0.931
	医疗设施 <i>D-Top hospitals</i>	到最近三甲医院的距离的对数值	7.797	1.115
	<i>D-Common hospitals</i>	到最近普通医院的距离的对数值	6.051	0.926
	公园设施 <i>D-Municipal Parks</i>	到最近市级公园的距离的对数值	7.470	0.947
	<i>D-Local Parks</i>	到最近区级公园的距离的对数值	7.360	0.877
区位特征	临近城市中心距离 <i>D-CBD</i>	到城市中心(解放碑商圈)的距离的对数值	8.929	0.817
	临近城市次中心距离 <i>D-Subcenters</i>	到最近城市次中心(观音桥商圈、沙坪坝商圈、杨家坪商圈、南坪商圈)距离的对数值	8.145	1.059
	临近河流距离 <i>D-River</i>	到河流的距离的对数值	7.424	1.092
地形特征	地形位指数 <i>TPI</i>	高程值与其邻域高程平均值的差值的对数值	4.632	1.776

为准确比较特征价格模型、空间扩展模型和 GWR 模型,本文从估计和验证两个角度入手,即从全部样本中随机抽取 90% 的样本(估计样本)进入三种模型进行估计,并用剩余样本(验证样本)分别检验模型的估计准确性。三组样本住房价格的均值以及四分位数基本相等,估计样本和验证样本的方差齐性检验和 T 检验均不显著,即两组样本之间不存在显著性差异,证明本文抽样不存在系统性偏差。

2.3 模型与方法

2.3.1 特征价格模型

特征价格模型是研究房地产市场价格影响因子的传统模型,模型具体形式为:

$$PRICE_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K x_{ki} \beta_k + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中 $PRICE_i$ 为住宅样本点 i 的价格; x_{ki} 为住宅样本点 i 的特征变量; β_0 为除特征变量外其他影响住房价格的常量之和; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ 为住房价格的特征弹性系数; ε_i 为随机误差项。

2.3.2 空间扩展模型

空间扩展模型是利用影响因子与空间坐标的

交互项来研究影响因子与空间位置的联系,本文选用二次空间扩展模型。模型具体形式为:

$$\begin{aligned} PRICE_i = & \beta_0 + \sum_{k=1}^K x_{ki} \beta_k + \varepsilon_i \\ = & \lambda_0 + \lambda_1 u_i + \lambda_2 v_i + \lambda_3 u_i^2 + \lambda_4 v_i^2 \\ & + \lambda_5 u_i v_i + \sum_{k=1}^K (\lambda_{k1} + \lambda_{k2} u_i + \lambda_{k3} v_i \\ & + \lambda_{k4} u_i^2 + \lambda_{k5} v_i^2 + \lambda_{k6} u_i v_i) x_{ki} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

式中 (u_i, v_i) 为住宅样本点的坐标; λ 为空间扩展系数,若 λ 显著且不为 0,说明影响因子的边际价格存在空间非平稳性。

2.3.3 地理回归加权(GWR)模型

GWR 模型是以线性回归模型为基础的局部参数估计模型,实质是利用基于距离加权的局部样本估计出每个样本点各自独立的参数值。模型设定形式为:

$$PRICE_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^K x_{ki} \beta_k(u_i, v_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中 $\beta_0(u_i, v_i)$ 为样本点 (u_i, v_i) 的常数项; $\beta_k(u_i, v_i)$ 是样本点 (u_i, v_i) 的特征弹性系数。

$$\beta_k(u_i, v_i) = (X^T W(u_i, v_i) X)^{-1} X^T W(u_i, v_i) PRICE_i \quad (4)$$

式中 X 为自变量矩阵; X^T 为其转置矩阵; $W(u_i, v_i)$ 为空间权重矩阵,本文选用自适应双重平方(Adaptive bi-square)函数^[23],其中带宽 h 的确定采用 AIC_c 准则^[24],即 AIC_c 值最小时的 h 为最优带宽。特征价格模型和空间扩展模型采用Stata12.0, GWR模型采用GWR4.0。

3 模型估计结果比较

3.1 特征价格模型的估计结果

特征价格模型采用普通最小二乘法(OLS),结果见表2。所有变量的VIF值均处于1.048~2.260之间,不存在多重共线性。模型整体显著,调整后 R^2 为0.386,到普通公园的距离影响不显著,其余均显著。其中,房龄是影响住房价格最重要的因子,自然老化和使用损耗所产生的房屋折旧使住宅价值降低;影响程度次之的,是到城市中心、城市次中心的距离,说明区位显著影响住房价格,且城市中心对周围房价的辐射强度强于城市次中心;住房价格随交通条件的改善而提高,轨道交通对附近住房存在增值效应;住房价格随容积率、绿化率的增高而增高,其中容积率对房价的影响与常识存在差异,下文空间异质性分析中进行详细解释。住房距离学校、医院、公园、河流越近,其价格越高,其中重点

小学对房价的影响强于重点中学,三甲医院对房价的影响强于普通医院;市级公园对房价的影响显著而区级公园不显著,可能是因为在“森林重庆”建设目标下,区级公园数量较多且分布均匀,可达性较强,加之城市本身绿化设施较为完善,区级公园对房价的溢价效应较弱,而对购房者来说,市级公园相比区级公园更具有吸引力。

样本点在山谷、缓坡、平地、中坡、陡坡、山脊的分布比例为2.63%、12.02%、31.85%、33.12%、13.61%、6.67%,多数住宅分布于地形相对平坦的平地和陡坡。地形位指数显著影响住房价格,且影响方向为负,即地形愈趋于平坦,房价越高,这与居住选址有很大的联系,一是城市大部分住宅优先建筑在平坦地形,因为施工方便,房地产开发商便于节省成本,二是由于生活、出行的便利行性,大多数居民倾向于选择平地居住,因此一般情况下地形愈趋于平坦,房价越高,较为特殊的景色优美但出行不便的山体别墅不在本文研究范围内。

3.2 空间扩展模型的估计结果

空间扩展模型采用逐步回归法,结果见表3,表中只显示10%水平下显著的变量。模型整体显著,调整后 R^2 为0.454,相比OLS提高了0.068。其中房

表2 特征价格模型估计结果

变量	B值	标准差	标准化B值	T值	Sig.	VIF
(常数项)	9.768***	0.124	-	78.854	0.000	-
FAR	0.042***	0.009	0.088	4.745	0.000	1.056
Greening rate	0.055***	0.013	0.081	4.278	0.000	1.096
Building age	-0.146***	0.007	-0.403	-19.951	0.000	1.257
N-Bus stations	0.025***	0.007	0.083	3.747	0.000	1.511
D-Metro stations	-0.011**	0.005	-0.047	-2.275	0.023	1.330
D-Good primary schools	-0.021***	0.005	-0.115	-4.256	0.000	2.258
D-Good middle schools	-0.014***	0.005	-0.073	-2.805	0.005	2.077
D-Top hospitals	-0.029***	0.004	-0.175	-5.979	0.000	1.948
D-Common hospitals	-0.014***	0.004	-0.070	-3.220	0.001	1.448
D-Municipal Parks	-0.007**	0.004	-0.034	-1.563	0.028	1.558
D-Local Parks	-0.003	0.005	-0.018	-0.792	0.428	1.442
D-CBD	-0.041***	0.006	-0.179	-6.605	0.000	2.260
D-Subcenters	-0.030***	0.005	-0.170	-6.480	0.000	2.120
D-River	-0.018***	0.004	-0.104	-4.300	0.000	1.807
TPI	-0.035*	0.019	-0.034	-1.832	0.067	1.048
$R^2=0.391$ $R^2(\text{adj})=0.386$ Std.Error=0.156 F值=79.907 Sig.=0.000						

注:*, **, ***分别表示10%、5%、1%的水平上显著。

2017年2月

表3 空间扩展模型估计结果

Table 3 The estimation results of spatial expansion model

变量	标准化B值	T值	Sig.	变量	标准化B值	T值	Sig.
<i>Building age</i>	-0.419***	-20.853	0.000	<i>D-Good primary schools×uv</i>	13.323**	2.281	0.023
<i>N-Bus stations</i>	154.038***	3.290	0.001	<i>D-Good middle schools×u</i>	-237.704**	-2.055	0.040
<i>D-Good primary schools</i>	-11.534**	-1.965	0.050	<i>D-Good middle schools×u²</i>	0.092***	3.844	0.000
<i>D-Good middle schools</i>	-115.442**	-1.992	0.047	<i>D-Top hospitals×v</i>	-0.136***	-4.693	0.000
<i>D-Common hospitals</i>	-101.617*	-1.891	0.059	<i>D-Common hospitals×u²</i>	-208.321*	-1.940	0.052
<i>D-CBD</i>	-0.119***	-3.740	0.000	<i>D-Common hospitals×u</i>	0.052**	2.478	0.013
<i>D-Subcenters</i>	-0.245***	-9.680	0.000	<i>D-Municipal Parks×v</i>	-0.012*	-0.695	0.087
<i>FAR×u</i>	0.089*	1.644	0.100	<i>D-Municipal Parks×u²</i>	-0.015*	-0.683	0.095
<i>FAR×u²</i>	0.077***	4.232	0.000	<i>D-CBD×u</i>	516.342***	2.746	0.006
<i>FAR×v²</i>	0.084*	1.645	0.100	<i>D-CBD×v</i>	-66.668***	-5.625	0.000
<i>FAR×uv</i>	0.089*	1.945	0.100	<i>D-CBD×u²</i>	231.223**	2.476	0.013
<i>Greening rate×u²</i>	0.074***	3.939	0.000	<i>D-Subcenters×u</i>	463.472***	3.444	0.001
<i>Building age×u</i>	-451.021***	-4.488	0.000	<i>D-Subcenters×v</i>	-52.512***	-5.313	0.000
<i>Building age×u²</i>	-224.870***	-4.474	0.000	<i>D-Subcenters×u²</i>	239.688***	3.549	0.000
<i>N-Bus stations×u</i>	307.443***	3.284	0.001	<i>D-River×uv</i>	0.050*	1.369	0.071
<i>N-Bus stations×u²</i>	0.077***	3.738	0.000	<i>TPI×v</i>	-0.045**	-2.455	0.014
<i>D-Metro stations×uv</i>	-0.041**	-2.112	0.035	<i>v</i>	0.159***	7.226	0.000
<i>D-Good primary schools×u</i>	12.446**	2.123	0.034	<i>u²</i>	0.076***	3.106	0.002
<i>D-Good primary schools×v</i>	-0.128***	-5.129	0.000	$R^2=0.459; R^2(\text{adj})=0.454; \text{Std.Error}=0.156$			
				$F\text{值}=69.875 \text{ Sig.}=0.000$			

注:*, **, ***分别表示10%、5%、1%的水平上显著。

龄、公交站点数、到重点小学的距离、到重点中学的距离、到城市中心的距离、到城市次中心的距离、到普通医院的距离等7个变量仍显著,且影响正负性与OLS结果一致。坐标项 v 和 u^2 显著,说明住房价格自身在空间上分布不平稳。除到普通公园的距离以外的剩余7个变量,分别有一个或多个交互项显著,即这些变量的边际价格在空间上不是固定常数,存在空间异质性。到普通公园的距离本身和交互项均未进入模型,这与OLS结果一致。

3.3 GWR模型的估计结果

将全部变量带入GWR模型进行拟合,各变量对房价影响强度的空间平稳性检验表明,除到普通公园的距离以外的14个变量均在10%水平上显著。对各变量的回归系数显著性进行统计,发现到普通公园的距离仅对13.81%的样本有显著影响,其余变量均对45%以上的样本影响显著,因此不考虑普通公园这一变量。估计结果如表4所示,最优带宽为594,模型整体显著,调整后 R^2 为0.669,明显高于特征价格模型和空间扩展模型,所有变量均通过了空间非平稳性检验,说明这些变量的边际价格在

空间上有显著差异。对回归系数的变化范围、四分位数进行统计,从最大值、最小值来看,除绿化率和房龄以外的12个变量均存在方向性差异,即对住房既有增值作用又有抑价作用。房龄和绿化率的影响方向不变,但影响强度变化范围均较大。

3.4 模型结果比较

三种模型估计准确性结果见表5,比较置信区间估计结果、 R^2 以及接近实际值的比例,发现空间扩展模型与GWR模型的估计准确性均优于特征价格模型,其中GWR模型最优。结合模拟效果和估计精度来看,空间扩展模型和GWR模型均对特征价格模型有所改进,这与多数单中心城市的研究结果一致。但空间扩展模型的模型解释能力(调整后 R^2)相比特征价格模型仅提高了0.068,而GWR模型提高了0.283,空间扩展模型对特征价格模型的改进能力明显低于单中心城市,多数单中心城市房地产市场研究中,两种模型的解释能力均可提高0.150~0.350。

究其原因,空间扩展模型与GWR模型都是以特征价格模型为基础建立的回归模型,空间扩展模

表4 GWR模型估计结果

Table 4 The estimation results of GWR model

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	下四分位值	中值	上四分位值	Sig.
(常数项)	9.721	0.660	8.073	13.153	9.282	9.823	10.086	0.005
<i>FAR</i>	0.025	0.017	-0.021	0.069	0.016	0.023	0.037	0.015
<i>Greening rate</i>	0.044	0.037	0.008	0.121	0.019	0.039	0.071	0.084
<i>Building age</i>	-0.167	0.021	-0.198	-0.065	-0.182	-0.166	-0.154	0.021
<i>N-Bus stations</i>	0.015	0.014	-0.021	0.042	-0.002	0.016	0.026	0.017
<i>D-Metro stations</i>	-0.021	0.020	-0.065	0.038	-0.035	-0.019	-0.009	0.018
<i>D-Good primary schools</i>	-0.021	0.019	-0.073	0.037	-0.035	-0.019	-0.005	0.022
<i>D-Good middle schools</i>	-0.015	0.032	-0.071	0.083	-0.029	-0.005	0.010	0.029
<i>D-Top hospitals</i>	-0.024	0.033	-0.115	0.025	-0.029	-0.017	-0.003	0.019
<i>D-Common hospitals</i>	-0.011	0.010	-0.038	0.035	-0.015	-0.012	0.018	0.010
<i>D-Municipal Parks</i>	-0.006	0.018	-0.089	0.079	-0.010	-0.001	0.007	0.013
<i>D-CBD</i>	-0.026	0.072	-0.503	0.248	-0.053	-0.017	0.036	0.006
<i>D-Subcenters</i>	-0.012	0.025	-0.298	0.180	-0.028	-0.008	0.007	0.026
<i>D-River</i>	-0.011	0.032	-0.051	0.095	-0.015	-0.012	0.036	0.038
<i>TPI</i>	-0.041	0.074	-0.271	0.093	-0.088	-0.034	0.023	0.083
$R^2=0.683$; $R^2(\text{adj})=0.669$; Std.Error=0.022; F 值=3.337; Sig.=0.000								

表5 三种模型估计准确性的比较结果

Table 5 Predictive accuracy of the three models

	实际值 90%置信区间	实际值 95%置信区间	实际值 99%置信区间	R^2	接近实际值的比例
特征价格模型	0.287	0.295	0.363	0.415	0.497
空间扩展模型	0.351	0.407	0.431	0.449	0.516
GWR模型	0.399	0.450	0.500	0.609	0.598

型利用空间坐标函数来表征各影响因子的空间异质性,但忽略了空间异质性的离散性和住房子市场的边界跳跃和突变,尤其重庆作为多中心山地城市,在“中梁山、铜锣山、长江、嘉陵江”的山水分割和“多中心、组团式”城市发展格局下,尽管多中心结构减弱了住房市场的区位垄断,但其市场内部区域差异明显,可能存在显著突变,因此空间扩展模型的改进能力较弱。而GWR模型通过局部参数估计建立空间变系数回归模型,能够有效模拟住房市场边际价格的空间差异,并且能够通过图示清晰展现各影响因子的空间作用模式,对空间异质性的模拟更为准确和直观,更适用于住房市场空间异质性的研究,是探索多中心山地城市住房市场空间异质性的最佳方法。

4 基于GWR模型的住房价格影响因素分析

利用 ArcGIS 研究 GWR 模型结果中各变量影响

系数的空间分布,如图2所示。各影响因子对住房价格的影响在不同空间有显著差异。重庆住房价格影响因子的空间格局相比单中心城市更为复杂,主要与重庆“中梁山、铜锣山、长江、嘉陵江”的山水分割和“多中心、组团式”的城市格局密切相关。

4.1 结构特征对住房价格的影响

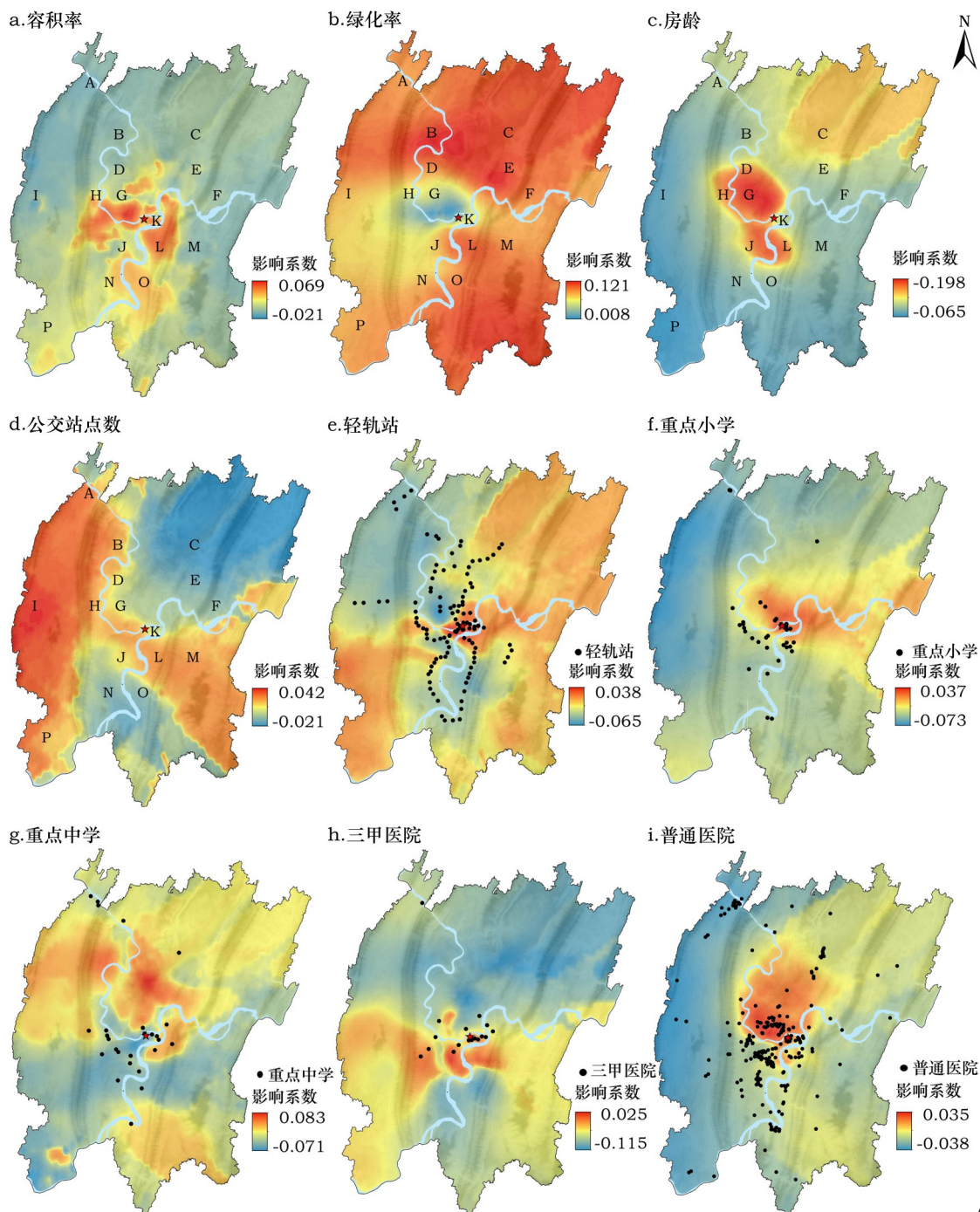
研究发现容积率和绿化率对房价的影响均为正,但理论上房价应随容积率的增加而降低。GWR模型结果显示,中梁山与铜锣山之间的城市核心区,容积率对房价的影响为正,郊区为负(图2a),而绿化率对房价的影响均为正,并且在城市中心的作用强度要明显低于其他区域(图2b)。这是由于中梁山、铜锣山之间是城市主要经济活动中心,加之两江新区的政策导向、轨道交通的大力建设,医疗、公园等公共资源集中,各种空间要素组合产生的“空间红利”显著,导致这一区域房价偏高。同时建设用地紧张,开发商选择开发较高容积率、较低绿

2017年2月

化率的住宅小区来增加收入,而郊区建设用地充足,开发商更倾向于较低容积率、较高绿化率的住宅小区来提高楼盘质量,因此城市中心附近呈现房价与容积率成正相关的特殊现象,且绿化率对房价的影响相比郊区较弱。房龄对住房价格的空间作用模式呈现圈层结构,影响强度从五大商圈向外围递减(图2c),这是由于城市中心附近房价较高,房龄导致的房屋折旧额也相对较高。

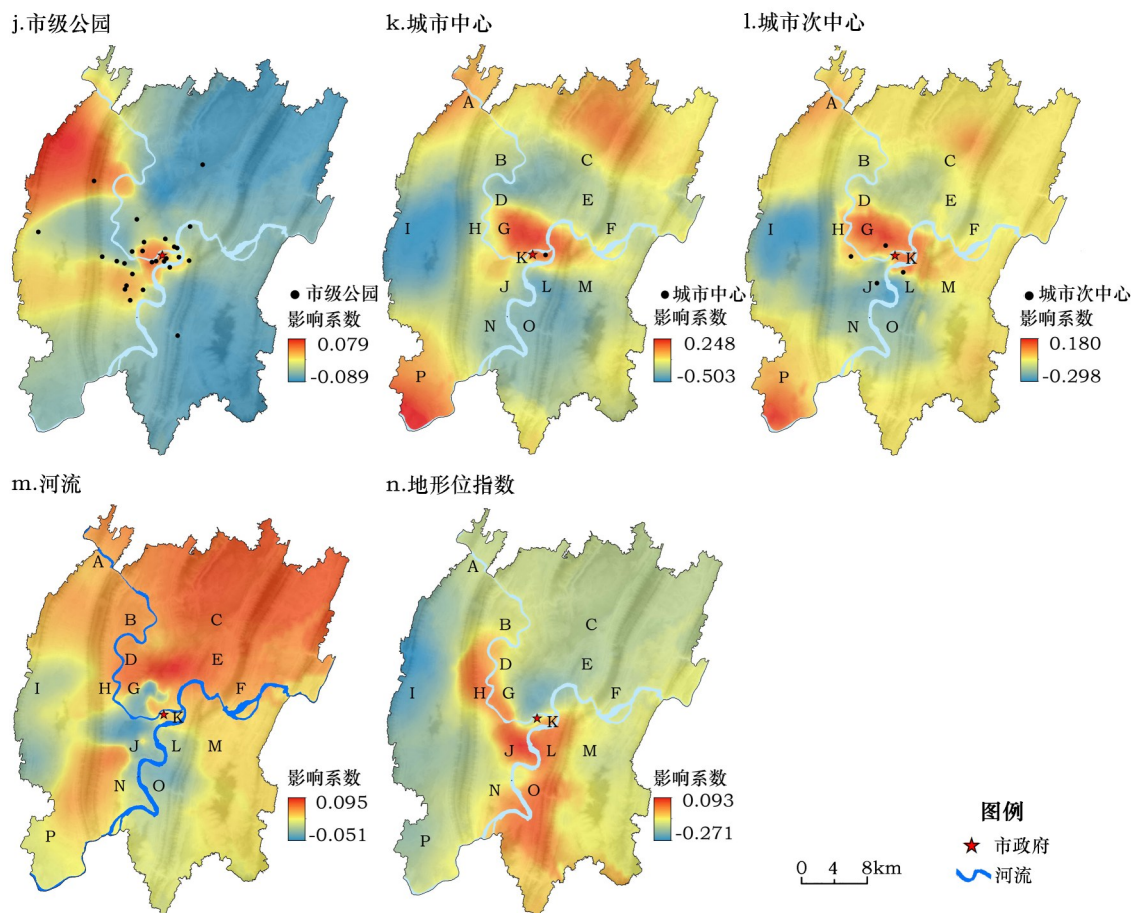
4.2 邻里特征对住房价格的影响

就交通条件来看,轨道交通对公交有一定的补充作用。在中梁山以西、铜锣山以东,住房价格随公交站点数的增多而增高(图2d),这是因为在两山分割下,中梁山以西、铜锣山以东的区域相比两山之间,交通便利性较差,住户对公交的依赖较强,而两山之间轨道交通便捷,出行方式的多样化使得住户对公交的依赖程度减弱。从图2e可以发现轨道



(接下页)

(续前页图2)



组团名称

A.北碚; B.蔡家; C.两路; D.大竹林-礼嘉; E.唐家沱; F.鱼嘴; G.观音桥-人和; H.沙坪坝; I.西永; J.大杨石; K.渝中; L.南坪; M.李家沱-鱼洞; N.大渡口; O.茶园-鹿角; P.西彭

图2 2015年12月重庆市主城区住房价格各影响变量影响系数的空间分布

Figure 2 The spatial distribution of coefficient of factors affecting housing price in the main district of Chongqing in December 2015

交通对附近房价存在溢价效应,其中北碚组团、西永组团、大渡口组团、鱼洞组团较为显著,说明轨道交通能有效改善出行条件并提升轻轨沿线住房的价值,加强各组团与城市中心的联系。

重点小学和重点中学(图2f、2g)作用模式相似,均存在明显正负交替现象,均在两江新区为正,即距离学校越远,房价越高,对这一区域住房属性进行统计,发现存在较多新建学区房,原因可能在于两江新区在政策导向和“空间红利”的影响下,整体住房价格偏高,加之“划片区入学”政策出台后,房地产商对新建学区房的宣传,出现局部房价偏高的现象;均在沙坪坝区域为负,即距离学校越近,房价越高,主要因为沙坪坝区作为教育文化中心区,教

育历史悠久,重点中小学教育资源显著促进周围住房增值。

三甲医院多数分布于城市中心附近,对周围房价存在抑价效应,而对距离较远的住房有增值作用(图2h),而普通医院分布较为分散且均匀,对房价影响的正负交替现象明显,在城市中心附近一定范围内,医院影响为负,其余为负(图2i),说明医疗资源对房价的影响是双面的,城市中心附近医院过于集中而带来的交通拥挤、环境卫生问题使购房者不愿居住在医院过于密集的地区,而在其他区域就医便利性能够提高房价。

市级公园空间作用模式与普通医院相似(图2j),集中于城市中心附近的市级公园,由于交通拥

2017年2月

挤、汽车尾气等问题使得其缺少足够吸引力,而位于近郊区的几大山体公园,能够显著提高附近住房的价格。北碚组团较为特殊,主要原因是有“城市后花园”之称的北碚区,森林覆盖率较高,自身生态环境良好,因此市级公园对房价的影响较弱。

4.3 区位特征对住房价格的影响

城市中心和城市次中心的空间作用模式相似(图2k、2l),说明四大城市次中心发展较为成熟。北碚、空港、西彭组团形成了房价次中心,并且“多中心,组团式”的城市发展模式实现了一定程度的职住平衡,城市中心对房价的影响被打乱,空间模式相比单中心城市更为复杂。长江、嘉陵江纵向穿过主城区,独特的两江交汇景象使居民在购房时存在对江景资源的偏好,城市中心附近江景资源对两岸住房价格的提升作用显著(图2m)。

4.4 地形特征对住房价格的影响

研究发现地形位指数对住房价格的总体影响显著且为负,GWR模型结果显示其存在空间异质性(图2n)。在大部分区域,地形位指数影响为负,即地形愈趋于平坦,房价越高,而在中梁山、铜锣山之间的河流沿线部分区域呈现正向作用。对这一部分区域样点的坡位进行统计发现76.2%的样点位于平地和中坡,高程处于200~300m左右,地形相对低洼。这可能是因为在临近河流的相对低洼地带建筑住宅存在一定风险和不便,而安全系数随地形的抬高而提高,另外这部分区域江景资源对河流沿线住房有溢价效应,而高程越高更容易接近这一资源,因此呈现房价随地形位指数的增加而增高的现象。

5 结论与讨论

本文利用2015年12月重庆市主城区2449个住宅小区均价数据,综合对比特征价格模型、空间扩展模型和GWR模型的模拟效果和估计精度,寻求多中心山地城市住房市场空间异质性的最佳研究方法,进而对其各影响因子的空间异质性进行具体分析,研究发现:

(1)空间扩展模型和GWR模型均对特征价格模型有所改进,其中GWR模型在模拟效果和估计精度两个方面均明显优于空间扩展模型。与单中

心城市相比,空间扩展模型对特征价格模型的改进能力较弱,GWR模型是研究多中心山地城市住房市场空间异质性的最佳方法。

(2)房龄、到城市中心的距离、到城市次中心的距离是影响住房价格最为重要的因子。房龄空间作用模式呈现圈层结构,影响强度从五大商圈向外围递减;城市中心附近,容积率对房价的影响为正,其他区域为负,而绿化率对房价的影响均为正,且在城市中心的作用强度较弱;轨道交通对公交有补充作用,并提升轻轨沿线住房价值;住房距离学校、医院、公园越近,其价格越高,其中重点小学的溢价效应强于重点中学,二者均存在明显正负交替现象;三甲医院的溢价效应强于普通医院,医疗资源对房价的影响是双面的;市级公园对住房价格影响显著,而区级公园不显著;城市中心的辐射强度强于城市次中心,二者空间作用模式相似;只有位于城市中心附近,江景资源对两岸住房具有增值作用;在大部分区域,地形位指数影响为负,即地形愈趋于平坦,住房价格越高,而在部分河流沿线区域呈现正向作用。

(3)在独特的山水分割和历史发展的基础上,重庆主城区形成了区别于平原城市的“多中心、组团式”的空间结构,多中心结构减弱了住房市场的区位垄断,增加了住房的有效供给。但是优质公共资源等“空间红利”在两山之间的狭长山谷区域聚集,而郊区公共设施供应不足,公共资源空间供给与需求不匹配,需加大资金投入来改善郊区住房对优质公共设施的可达性,缩小城市公共服务水平和居住质量的空间差异。

(4)由于重庆主城区独特的多中心结构和典型的山地特征,住房价格各影响因子的空间模式相比单中心城市更为复杂,空间差异显著,因此在制定市场调控和去库存政策时应考虑各影响因子在不同区位的具体特征和影响模式,因地制宜,以促进整个住房市场的健康发展。

参考文献(References):

- [1] Wen H Z, Tao Y L. Polycentric urban structure and housing price in the transitional China: Evidence from Hangzhou[J]. *Habitat*

- International*, 2015, 46: 138–146.
- [2] 温海珍, 张之礼, 张凌. 基于空间计量模型的住宅价格空间效应实证分析: 以杭州市为例[J]. 系统工程理论与实践, 2011, 31(9): 1661–1667. [Wen H Z, Zhang Z L, Zhang L. An empirical analysis on spatial effects of the housing price based on spatial econometric model: Evidence from Hangzhou City[J]. *Systems Engineering—Theory & Practice*, 2011, 31(9): 1661–1667.]
 - [3] Bourassa S C, Cantoni E, Hoesh M. Spatial dependence, housing submarkets, and house price prediction[J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2007, 35(2): 143–160.
 - [4] 郑思齐. 公共品配置与住房市场互动关系研究述评[J]. 城市问题, 2013, (8): 95–100. [Zheng S Q. Review of the interaction between public goods and housing market configuration[J]. *Urban Problems*, 2013, (8): 95–100.]
 - [5] 董冠鹏, 张文忠, 武文杰, 等. 北京城市住宅土地市场空间异质性模拟与预测[J]. 地理学报, 2011, 66(6): 750–760. [Dong G P, Zhang W Z, Wu W J, et al. Spatial heterogeneity in determinants of residential land price: Simulation and prediction[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2011, 66(6): 750–760.]
 - [6] 李峰清, 赵民. 关于多中心大城市住房发展的空间绩效—对重庆市的研究与延伸讨论[J]. 城市规划学刊, 2011, 195(3): 8–19. [Li F Q, Zhao M. A discussion on housing development in multi-centre cities: Phenomenon & planning implications of Chongqing[J]. *Urban Planning Forum*, 2011, 195(3): 8–19.]
 - [7] Fotheringham A S, Charlton M E, Brunsdon C. Geographically weighted regression: A natural evolution of the expansion method for spatial data analysis[J]. *Environ Plan A*, 1998, 30(11): 1905–1927.
 - [8] Brunsdon C, Fotheringham A S, Charlton M. Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression[J]. *Journal of Materials Science*, 1999, 39(3): 497–524.
 - [9] Casetti E. Generating models by the expansion method: Applications to geographical research[J]. *Geographical Analysis*, 1972, 4(1): 81–91.
 - [10] Fik T J, Ling D C, Mulligan G F. Modeling spatial variation in housing prices: A variable interaction approach[J]. *Real Estate Economics*, 2003, 31(4): 623–646.
 - [11] Bitter C, Mulligan G F. Incorporating spatial variation in housing attribute prices: A comparison of geographically weighted regression and the spatial expansion method[J]. *Journal of Geographical Systems*, 2007, 9(1): 7–27.
 - [12] 汤庆园, 徐伟, 艾福利. 基于地理加权回归的上海市房价空间分异及其影响因子研究[J]. 经济地理, 2012, 32(2): 52–58. [Tang Q Y, Xu W, Ai F L. A GWR-based study on spatial pattern and structural determinants of Shanghai's housing price[J]. *Economic Geography*, 2012, 32(2): 52–58.]
 - [13] 孙倩, 汤放华. 基于空间扩展模型和地理加权回归模型的城市住房价格空间分异比较[J]. 地理研究, 2015, 34(7): 1343–1351. [Sun Q, Tang F H. The comparison of city housing price spatial variances based on spatial expansion and geographical weighted regression models[J]. *Geographical Research*, 2015, 34(7): 1343–1351.]
 - [14] 隋雪艳, 吴巍, 周生路. 都市新区住宅地价空间异质性驱动因素研究—基于空间扩展模型和GWR模型的对比[J]. 地理科学, 2015, 35(6): 683–689. [Sui X Y, Wu W, Zhou S L. Drive pattern on the spatial heterogeneity of residential land price in urban district: A comparison of spatial expansion method and GWR model[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2015, 35(6): 683–689.]
 - [15] 王梦玮, 刘勇, 刘秀华. 多中心山地城市住房价格空间格局研究—以重庆主城区为例[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2016, 38(5): 133–138. [Wang M W, Liu Y, Liu X H. Spatial pattern and determinant factors of housing price in polycentric mountainous cities—the case of Chongqing city prope[J]. *Journal Press of Southwest University(Natural Science Edition)*, 2016, 38(5): 133–138.]
 - [16] 安居客重庆二手房房产信息网. 重庆普通商品住宅小区均价[EB/OL]. (2015–12–01)[2016–05–18]. http://chongqing.anjuke.com/community/?from=esf_list_navigation/. [Anjuke. Price Data of Ordinary Commercial Housing projects in Chongqing[EB/OL]. (2015–12–01)[2016–05–18]. http://chongqing.anjuke.com/community/?from=esf_list_navigation/.]
 - [17] 重庆市地理信息中心. 重庆市地理信息公共服务平台[EB/OL]. (2015–04–24)[2016–05–20]. <http://www.tianditucq.com/main/main.html>. [Chongqing Geographic Information Center. Chongqing Public Service Platform of Geographic Information[EB/OL]. (2015–04–24)[2016–05–20]. <http://www.tianditucq.com/main/main.html>.]
 - [18] 于璐, 郑思齐, 刘洪玉. 住房价格梯度的空间互异性及影响因素—对北京城市空间结构的实证研究[J]. 经济地理, 2008, 28(3): 406–410. [Yu L, Zheng S Q, Liu H Y. The spatial variation and affecting factors of the housing price gradients: The case of Beijing[J]. *Economic Geography*, 2008, 28(3): 406–410.]
 - [19] 余建辉, 张文忠, 董冠鹏. 北京市居住用地特征价格的空间分异特征[J]. 地理研究, 2013, 32(6): 1113–1120. [Yu J H, Zhang W Z, Dong G P. Spatial heterogeneity in the attributes prices of residential land in Beijing[J]. *Geographical Research*, 2013, 32(6): 1113–1120.]
 - [20] 焦贝贝, 石培基, 刘春芳, 等. 黄土高原低山丘陵区农村居民点分布与地形因子关系研究—以兰州市七里河区为例[J]. 资源科学, 2013, 35(8): 1719–1727. [Jiao B B, Shi P J, Liu C F, et al. The distribution of rural settlements in relation to land form factors in low hilly land on the loess plateau[J]. *Resources Science*, 2013, 35(8): 1719–1727.]
 - [21] 张星星, 刘勇, 杨朝现. 重庆山地城市空间扩展形态的定量研

2017年2月

- 究[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2015, 35(10): 119–124.
- [Zhang X X, Liu Y, Yang C X. Quantifying spatial patterns of urban expansion in mountainous cities: The case of Chongqing[J]. *Journal Press of Southwest University (Natural Science Edition)*, 2015, 35(10): 119–124.]
- [22] Weiss A. Topographic Position and Landforms Analysis[C]. San Diego, USA: Proceedings of ESRI User Conference, 2001.
- [23] 沈体雁, 冯等田, 孙铁山. 空间计量经济学[M]. 北京: 北京大学出版社, 2010. [Shen T Y, Feng D T, Sun T S. *Spatial Econometrics*[M]. Beijing: Peking University Press, 2010.]
- [24] Hurvich C M, Simonoff J S, Tsai C L. Smoothing parameter selection in nonparametric regression using an improved Akaike information criterion[J]. *Journal of The Royal Statistical Society Series A Statistics in Society*, 1998, 60(2): 271–293.

Spatial heterogeneity in factors affecting Chongqing housing prices

LI Yingli, LIU Yong, LIU Xiuhua

(College of Resources and Environment, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: Based on price data of 2,449 housing projects in the main district of Chongqing in 2015, we used hedonic price modeling, spatial expansion modeling and geographically weighted regression (GWR) modeling to simulate the spatial heterogeneity in impact factors of housing price for this polycentric mountainous city. After comparing the three models, we found that the spatial expansion model and the GWR model performed better than the hedonic price model, and the GWR model performed better than the spatial expansion model when considering effectiveness and accuracy. In addition, the GWR model proved to be an effective method to explore spatial heterogeneity, which can reflect the spatial patterns of heterogeneity visually. A few variables, such as building age, distance to city center, and distance to city subcenters, were the most important factors affecting housing prices. The variable of TPI had a significant effect on housing price. When the terrain was flatter, the price would get higher, too. The effect of each factor on housing price varied spatially and significantly. The spatial pattern of polycentric cities such as Chongqing was more complex than for monocentric cities. The complexity was mainly considered to be closely related to the constraints of natural barriers and strategies of polycentric urban development in Chongqing. Polycentric development broke the monopoly of the housing submarket and increased the effective supply of housing in limited spaces of Chongqing. However, high-profile houses are still concentrated in the narrow valley floors between Zhongliang and the Tongluo Mountains where high-quality public facilities are located. Considering the lag in supply of public facilities in suburbs, substantial funds are needed to improve the accessibility of suburban housing to better public facilities.

Key words: housing price; impact factors; spatial heterogeneity; spatial expansion model; geographically weighted regression model; the main district of Chongqing